

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM FINANÇAS E ECONOMIA EMPRESARIAL**

**ANTECIPAÇÃO DO MOVIMENTO DO PREÇO DA *COMMODITY* AÇO EM
CONTRATOS A PREÇO FIRME NO MERCADO DE ENGENHARIA
INDUSTRIAL NO BRASIL**

MARCELO REZENDE CHICRALLA

**RIO DE JANEIRO
JUNHO/2006**

**ANTECIPAÇÃO DO MOVIMENTO DO PREÇO DA *COMMODITY* AÇO EM
CONTRATOS A PREÇO FIRME NO MERCADO DE ENGENHARIA
INDUSTRIAL NO BRASIL**

MARCELO REZENDE CHICRALLA

**Dissertação apresentada à Banca
Examinadora da Escola de Pós-
Graduação em Economia da
Fundação Getúlio Vargas como
requisito parcial para a obtenção
do grau de Mestre em Finanças e
Economia Empresarial.**

ORIENTADOR: PEDRO CAVALCANTI FERREIRA

**RIO DE JANEIRO
JUNHO/2006**

**Ao meu pai Mauricio Nemen Chicralla – *in memoriam*,
pelos eternos ensinamentos**

Dedico.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer imensamente a toda minha família, em especial a minha esposa Lenilde e a minha filha Mariana, sem as quais não teria tido forças suficientes para resistir às adversidades da vida, de todas as formas, ao longo desses três anos de curso.

Com o objetivo de realizar uma grande paixão - a de ingressar no meio acadêmico, iniciei no Mestrado em junho/2003. No mês seguinte, fui obrigado a trabalhar em São Paulo e, posteriormente, em Porto Alegre, onde passei cerca de 2 anos, permanecendo por quase todo o período de realização das cadeiras obrigatórias e eletivas.

Com bastante dificuldade conciliei minha vida profissional à vida acadêmica, conseguindo realizar todas as provas do curso. Se já não fossem todas as dificuldades normais comuns a todos meus colegas, tinha que estudar todas as matérias por conta própria, sendo, praticamente, um autodidata.

Durante todo o curso pude contar com a ajuda incomensurável do colega Waldemiro Setubal Junior que, incansavelmente, transmitia por fax todas as suas anotações e que, mais ainda, me consolava em diversos momentos em que pensei em desistir do curso e de minha paixão. Ao colega Setubal não tenho palavras suficientes para registrar aqui meu agradecimento e meu eterno carinho.

Contei também com a grande ajuda do Gerente de Mercado Exterior, Alair Medeiros, que com seu conhecimento específico de importação e exportação do aço tornou mais claras algumas questões técnicas e intermediou o contato com profissionais especialistas nesse mercado. Ao meu amigo e compadre o meu forte agradecimento.

Já quase desistindo de obter séries históricas do preço do aço no Brasil, consegui, via a nossa inestimável Secretária do Mestrado – EPGE, Aline Cardoso, o contato com Salomão Lipcovitch Quadros da Silva, responsável no IBRE pelo cálculo e divulgação dos diversos índices econômico-financeiros. Salomão foi fundamental na conceituação do índice IPA-col. 32 – Ferro, Aço e

Derivados, o qual pôde ser utilizado com precisão para representar a variação do preço do aço no Brasil. Ao Amigo Salomão, mais uma vez, muitíssimo obrigado pelos esclarecimentos.

Agradeço, também, a todos os meus demais colegas do mestrado que, cada um a seu jeito, soube me acolher com grande carinho e força.

Aos alunos do Mestrado Acadêmico em Economia da EPGE, Jaime de Jesus Filho e Claudia Oliveira da Fontoura Rodrigues pelas orientações quanto a geração do modelo VAR no eViews.

O meu agradecimento a Maria Tecla pela competente revisão ortográfica desta versão final.

Ao Professor Pedro Cavalcanti Ferreira, meu professor e orientador, meu agradecimento pelos constantes ensinamentos.

Não há nada permanente, exceto a mudança.

Heráclito

ABSTRACT

In this thesis, some possibilities were shown for the anticipation of steel future price using econometric models.

These models were defined in function of a behaviour analysis, in a long-term, among the series of price in Brazil vis-à-vis its related external prices. The verification of this behaviour of a long-term was done using cointegration test.

As from the certification of the non-cointegration of these series, it were defined two models whose forecast for different periods, were herein presented. A comparative analysis was done where it were identified the best model and to which forecast temporalities are better applied.

As it was proved here, steel is a very important element in the industrial plants. Considering that, prices are presently demanded in a lump-sum form, i.e., with no possibility of change, it is necessary the identification of mechanisms of anticipation of future movements of this commodity, in a way that it may be considered in the formation of offered prices so, reducing losts caused by its unexpected fluctuations.

RESUMO

Nesta Tese foram apresentadas algumas alternativas de antecipação do preço futuro do aço a partir do emprego de modelos econométricos.

Estes modelos foram definidos em função da análise do comportamento, no longo prazo, entre as séries de preços do aço no Brasil vis-à-vis seus respectivos preços no exterior.

A verificação deste comportamento de longo prazo foi realizada através do teste de cointegração.

A partir da constatação da não cointegração dessas séries, foram definidos dois modelos, cujas previsões, para diversos períodos, foram aqui apresentadas.

Foi feita uma análise comparativa, onde foram identificados o melhor modelo e para quais temporalidades de previsão são melhor empregados.

Como foi aqui comprovado, o aço é um insumo primordial nos empreendimentos industriais.

Considerando que, atualmente, os preços são demandados de forma firme, ou seja, sem possibilidade de alteração, faz-se necessária a identificação de mecanismos de antecipação dos movimentos futuros desta *commodity*, de modo que se possa considerá-los na definição do preço ofertado, reduzindo assim perdas por suas flutuações inesperadas.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	10
1. Visão geral dos EPC	12
2. Metodologia.....	16
3. Delimitação do estudo.....	17
4. Parte I – Levantamento de dados	18
5. Parte II – Análise de cointegração das séries	22
6. Parte III – Identificação de mecanismos de proteção do preço	29
7. Conclusão	37
8. Bibliografia	39
Anexo I - Composição típica de um EPC	40
Anexo II - Sites levantados	42
Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior.....	45
Anexo IV - Séries históricas do preço do aço no exterior (séries 1A e 1B)	52
Anexo V - Séries históricas do preço do aço no Brasil (séries 2A e 2B)	57
Anexo VI - Resultados dos testes e modelos.....	62

INTRODUÇÃO

O objetivo desta Tese é o de apresentar algumas alternativas para se antecipar o movimento do preço da *commodity* aço para ser utilizado na composição do preço firme ofertado nos contratos de engenharia industrial no Brasil.

Uma das formas de se antecipar tendências futuras do preço do aço é através da utilização de modelos econométricos, onde podem ser estimados os valores futuros para diferentes períodos de previsão.

Uma segunda forma é a busca de opções em mercados futuros da *commodity*. A partir da análise de cointegração das séries de preços no Brasil e no exterior pode-se avaliar e concluir se há alguma forma de regulação (cartel) no mercado interno. Esta alternativa só será válida no caso de ter sido comprovada a cointegração.

Considerando que o mercado vem demandando a contratação de empreendimentos industriais por preços firmes, faz-se necessário, pelas empresas ofertantes de engenharia, que na composição dos custos sejam consideradas todas as possíveis oscilações de todos os seus componentes. Esta Tese aborda esta questão especificamente para a *commodity* aço, por se tratar do principal insumo em plantas industriais.

A estimativa futura para o índice de preço do aço no Brasil, a qual pode ser obtida através de um modelo econométrico ou da identificação direta de uma opção em uma bolsa de *commodities*, deve ser utilizada na composição dos custos do empreendimento. Deste modo, minimizar-se-á o impacto de uma possível oscilação deste insumo no resultado do contrato.

Por mais estranho que pareça, não é usual a utilização de nenhum método de antecipação de variação de preço pelas empresas de engenharia.

Para a primeira forma apresentada acima, deve-se identificar quais os modelos econométricos tradicionais que melhor explicam a série de preços do aço no

Brasil. Para isso, serão avaliados dois modelos: um que leve em conta, apenas, a série de preços no Brasil e um outro que leve em consideração as duas séries.

Para a identificação do melhor modelo, define-se um intervalo de confiança, fazem-se previsões por ambos os modelos, para diversos períodos, e avaliam-se, comparativamente, os melhores resultados. Aqui, foram utilizados como referência os períodos padrões de 2 anos, 1 ano, 6 meses e 3 meses.

Cabe ressaltar que estes períodos referem-se ao intervalo entre a entrega de uma proposta e a efetiva aquisição da *commodity* no mercado, os quais costumam flutuar entre 6 meses e 2 anos.

Para a segunda forma apresentada, deve-se, inicialmente, avaliar a cointegração entre as duas séries de preços.

Caso se comprove a ausência de cointegração, pode se concluir que há fortes indícios da existência de cartel no mercado doméstico. Desta forma, torna-se inútil a busca de opções em mercados futuros do aço. Caso contrário, esta hipótese será válida.

1. Visão geral dos EPC

Na última década, com o objetivo de agregar maior valor aos serviços ofertados pela empresas de engenharia no Brasil, passou-se a buscar oportunidades que possibilitassem uma oferta mais completa. Além do escopo tradicional de realização de projetos básicos e executivos (detalhados), começou-se a oferta de alguns materiais e de alguns equipamentos, além da realização dos serviços de construção civil e montagem industrial.

No cenário anterior, as empresas vendiam seus produtos pelo preço unitário que podiam ser por homem/hora ou por desenho gerado. Porém, no cenário atual, as mesmas viram-se obrigadas a ofertar, por exigências do mercado, preços firmes e globais. São firmes, pois não são permitidas variações de seu valor, exceto, anualmente, de acordo com índices de reajuste pré-definidos. E são globais pois devem corresponder a toda oferta que por sua vez é bem mais ampla.

Do ponto de vista da demanda, esta oferta mais ampla atendia perfeitamente os seus objetivos. Se por um lado não havia risco de variação do valor do empreendimento, em função da pré-fixação de um preço ofertado, por outro lado, garantia uma redução no custo final do empreendimento, em grande parte causada pela aglutinação de diversos serviços e fornecimentos em um mesmo fornecedor, com a conseqüente diluição de margens e custos indiretos.

Do ponto de vista da oferta, as empresas agregaram maior valor às suas ofertas, porém, em contrapartida, viram-se compelidas a gerenciar bem melhor os riscos de seu novo negócio.

Esta nova metodologia de contratação passou, notadamente, a ser chamada no mercado de engenharia de EPC, sigla em inglês que significa Engineering, Procurement and Construction. Os EPC podem ser de parte do empreendimento, entendido aqui como plantas industriais tais como termelétricas, refinarias, usinas siderúrgicas, etc, ou de sua totalidade.

Na fase de elaboração da proposta ao cliente, com preço firme, devem ser incorporados todos os custos, bem como suas expectativas de variação durante a vigência do contrato, o que em média pode chegar a 2 anos.

Com o objetivo de minimizar os riscos na definição do preço final da proposta, principalmente, o de fornecimento de materiais e equipamentos, faz-se necessário que sejam feitas previsões de suas possíveis variações futuras, de modo a incorporar ao preço final do empreendimento estas eventuais flutuações.

Como será apresentado mais à frente, o aço é um importante insumo nestes tipos de empreendimentos.

Sendo assim, o objetivo maior desta Tese é o de buscar uma forma, no mercado interno ou externo, de antecipar movimentos futuros do preço do aço no mercado brasileiro.

O preço final a ser ofertado para a realização de um contrato na modalidade de um EPC é obtido pela adição de todos os custos levantados à margem desejada, conforme esquematicamente apresentado abaixo:

Total de custos :	x,xx	(1)
Margem :	x,xx	(2)
Preço final :	x,xx	(1) + (2)

Na composição dos custos necessários à realização do empreendimento, costuma-se utilizar a estrutura de custos (CBS – *Cost Breakdown Structure*) típica a seguir:

Total de custos

1. Impostos
2. Engenharia
3. Gerenciamento
4. Construção civil
5. Montagem
6. Comissionamento / treinamento
7. Fornecimentos

 Materiais

 Materiais de tubulação

 Materiais de instrumentação

 Materiais de elétrica

 Equipamentos

 Transportes

8. Outros

A seguir, são descritos os itens acima que compõe o orçamento de custos de um EPC:

- Item 1 : referem-se aos custos dos impostos diretos e indiretos que incidem nos preços e/ou demais custos;
- Item 2 : referem-se aos custos dos projetos básico e executivo (detalhado) englobando todas as especialidades de engenharia pertinentes;
- Item 3 : referem-se aos custos das atividades gerenciais de planejamento e controle do empreendimento;
- Item 4 : referem-se aos custos de construção do empreendimento, tais como fundações, estruturas de concreto e estruturas metálicas;
- Item 5 : referem-se aos custos de montagem de tubulação e eletromecânica do empreendimento;
- Item 6 : referem-se aos custos das atividades de comissionamento, treinamento e assistência à operação do empreendimento que ocorrem após o término da execução física do empreendimento;

- Item 7 : referem-se aos custos de todos os fornecimentos aqui entendidos como todos os itens necessários à construção, montagem e operação do empreendimento;
- Item 8 : referem-se aos custos de aceitação de fornecedores, garantias, contingências, etc.

Como citado no objetivo acima, o item focal da análise desta Tese é o de fornecimentos, especificamente dos itens que possuam o aço como um de seus insumos.

Pela experiência profissional de 20 anos dentro de empresa de engenharia, à título de ilustração, é sabido que o item fornecimentos varia de 25% a 48% do total de custos, o que representa, em média, cerca de 35% de um EPC. Destes, estima-se que cerca de 75% referem-se ao aço, conforme mostrado exemplificadamente no Anexo I. Neste anexo são apresentados os custos de 5 EPC reais com suas composições percentuais em função de suas respectivas estruturas de custos.

Considerando que os custos de um EPC costumam oscilar de R\$ 50 mi a R\$ 1.000 mi, o insumo aço pode vir a representar de R\$ 15 mi até R\$ 250 mi no custo total do empreendimento.

Qualquer variação do preço deste insumo, não considerada na composição do preço na fase de proposta, será diretamente absorvida pela margem do contrato, podendo representar, conforme vivenciado em algumas situações reais, grandes perdas para a empresa “EPCista”.

2. Metodologia

Para o desenvolvimento da Tese visando atender o objetivo acima, estruturou-se as atividades em 3 grandes partes, conforme abaixo:

Parte I : Levantamento de dados

Nesta parte, foram obtidas algumas séries históricas explicativas da variação do preço do aço no Brasil e no exterior, de modo a propiciar a análise de cointegração entre as mesmas, conforme Parte II.

Para tal foram levantadas as seguintes séries:

- Série do índice de preço do aço no exterior (Série 1);
- Série do índice de preço do aço no Brasil (Série 2).

Parte II : Análise de cointegração das séries

Nesta parte testou-se a existência de cointegração entre as séries 1 e 2.

O objetivo foi analisar o comportamento de longo prazo da série de preços no Brasil em relação à equivalente do exterior, identificando uma possível existência de cartel do aço no mercado doméstico.

Parte III : Identificação de mecanismos de antecipação do preço do aço

Nesta parte, em função do resultado da Parte II acima, foram identificadas algumas alternativas de antecipação do preço futuro, através das quais poderão ser mitigados os impactos dessas oscilações no resultado final do contrato.

3. Delimitação do estudo

Por se tratar da principal *commodity* em contratos de EPC de plantas industriais e por limitações diversas, será analisada apenas a variação do preço do aço. Serão deixados de lado outros insumos também importantes como, por exemplo, o cobre.

Por limitação de divulgação, principalmente com relação à Série 2, serão utilizadas séries mensais a partir de julho/1969 (cerca de 27 anos).

Para se fazer uma análise isenta de planos econômicos locais, onde houve diversas mudanças de moeda, optou-se por levantar e trabalhar com séries de índices de preços ao invés de seus valores absolutos.

Comparando-se índices entre países e moedas distintos, os dados históricos da Série 2 foram convertidos, também, para dólar, conforme apresentado no Anexo V.

4. Parte I – Levantamento de dados

Geralmente os preços das *commodities* em um país acompanham os preços do mercado externo. Exceções ocorrem quando há falhas na concorrência perfeita através da proteção governamental ou pela existência de cartéis, como demonstrado recentemente para o caso do ferro no Brasil.

Para o caso do aço, a idéia é a partir do levantamento de séries históricas no Brasil e no exterior, verificar se há cointegração entre as mesmas. Ou seja, se há correlação de longo prazo entre os preços praticados aqui no Brasil com os do exterior.

Se for demonstrada a existência de cointegração podem ser criados modelos de previsão tendo como base além da própria série de preços no exterior, eventuais variáveis macro-econômicas relevantes na composição do preço do aço.

Em caso contrário, apesar de se tornar inviável a utilização de modelos econométricos a partir destas variáveis macro-econômicas globais, é possível a comprovação da existência de alguma modalidade de proteção ou cartel para o mercado do aço no Brasil.

Nesta primeira parte, foram pesquisadas séries de preços do aço no Brasil e no exterior, as quais são chamadas, respectivamente, de Série 1 e Série 2.

Na pesquisa para a obtenção das séries foram identificados diversos sites, cujos principais encontram-se listados no Anexo II.

Série 1

Para a obtenção da Série 1, índices de preços do aço no mercado externo, foram criadas duas séries: a Série 1A e a Série 1B.

A Série 1A, foi obtida através do site www.cruspi.com, CRU Steel Price Index, de onde foram obtidos os valores para os índices dos preços do aço em diversas categorias, conforme abaixo:

- Global;
- Flats;
- Longos;
- América do Norte;
- Europa;
- Ásia;
- Stainless;
- Metálicos.

Para a análise do aço de uma forma mais ampla, utilizou-se, para a Série 1A, o índice de preço **global**, por tratar-se de uma média global de todos os demais índices.

No Anexo III são apresentados os índices de preço de todas as categorias acima. Os valores disponíveis no site são disponibilizados a partir de abr/1994.

A Série 1B, foi obtida no site www.bls.gov, Bureau of Labor Statistics. Como opção, foi selecionada a categoria “Metals and metal products” e a subcategoria “Iron and steel”. Este site possui uma grande série de índices de preço do aço, porém, de acordo com a delimitação do estudo, foram extraídos os valores desde julho/1969.

As duas séries acima 1A e 1B estão apresentadas no Anexo IV.

Série 2

Para a obtenção da Série 2, índices de preço do aço no Brasil, foram criadas duas séries: a Série 2A e a Série 2B.

A Série 2A foi obtida no site o Ministério da Fazenda, www.fazenda.gov.br, Ministério da Fazenda, cujos valores encontram-se disponíveis apenas a partir de janeiro/2000 (limitação da informação disponibilizada).

À semelhança da Série 1A, a Série 2A encontra-se disponibilizada em diversas categorias, conforme abaixo:

- Aços Planos Não Revestidos - Índice de Preço do Aço Não Revestido;
- Aços Planos Revestidos - Índice de Preço do Aço Plano Revestido;
- Barras de Aço - Índice de Preço de Barras de Aço;
- Chapas e Bobinas de Outros Aços Ligados - Índice de Preço de Chapas de Bobinas de Outros Aços Ligados;
- Chapas e Bobinas Inoxidáveis - Índice de Preço de Chapas e Bobinas Inoxidáveis;
- Chapas e Bobinas Siliciosas - Índice de Preços de Chapas e Bobinas Siliciosas;
- Fio-Máquina - Índice de Preços de Fio-Máquina;
- Lingotes, Blocos e Tarugos - Índice de Preços de Lingotes, Blocos e Tarugos;
- Perfis de Aço - Índice de Preços de Perfis de Aço;
- Placas de Aço - Índice de Preços de Placas de Aço;
- Tubos de Aço Sem Costura - Índice de Preço de Tubos de Aço Sem Costura;
- Vergalhões - Índice de Preços de Vergalhões de Aço.

Para maior adequação à *commodity* utilizada no mercado de engenharia, optou-se por utilizar a categoria de Aços Planos Revestidos, conforme apresentada no Anexo V.

Para a obtenção da Série 2B, índices oficiais de preço do aço no Brasil, foi obtido do Banco de Dados do IBRE, através do site www.fgvdados.br. Após pesquisa no catálogo completo que este órgão disponibiliza, foi identificado que o índice IPA-OG - A0160515 (Índice de Preço no Atacado – Oferta Global),

referente ao Ferro, Aço e Derivados era o mais próximo e, portanto, o que mais se enquadrava para explicar o índice de preços do aço no Brasil.

Este índice é composto dos diversos itens abaixo :

- arames de aço comum, arames farpados, arames galvanizados, barras-aço comum - exc relaminadas, barras-aço especial - exc relaminadas, cabos de aço, chapas de aço especial, chapas de aço inoxidável, chapas finas de aço comum, a frio, chapas galvanizadas, chapas grossas - espessura superior a 4,75 mm, chapas/bobinas a quente-largura inf 600 mm, conexões de ferro e aço p/ canos, correntes de ferro e aço, esponjas de aço -la de aço, esquadrias de ferro e aço, ferro gusa para fundição, fio máquina, fogões não elétricos, folhas-de-flandres eletrolíticas, parafusos de ferro e aço, perfilados de aço ilut até 80 mm, perfilados de aço ilut mais 80 mm, placas de aço comum, porcas/arruelas de ferro e aço, telas de arame de ferro e aço, tiras e fitas, trilhos p/ linhas férreas, tubos de aço c/ costura, tubos de aço inoxidável, tubos de aço s/ costura, tubos de ferro fundido e acessórios, vergalhões de aço lisos, vergalhões de aço nervurados

As duas séries acima 2A e 2B estão apresentadas no Anexo V.

Pela maior disponibilização de valores históricos foram usadas na Parte II a Série 1B e a Série 2B.

Para equalizar as moedas entre as séries acima, uma vez que a Série 1B foi gerada a partir de preços em dólar e a Série 2B a partir de preços em reais, a Série 2B foi convertida pelo Dólar Comercial - Cotação de Venda - Média Mensal (Moeda da época, até 30/06/94) (Fonte: Bacen). Por simplificação, a Série 2B será diretamente disponibilizada e utilizada com os valores dos índices já convertidos para dólar, conforme pode ser vista no Anexo V.

5. Parte II – Análise de cointegração das séries

O objetivo principal desta parte será o de avaliar se o preço da *commodity* aço no Brasil acompanha, mesmo que no longo prazo, os movimentos da mesma *commodity* no exterior.

Segundo Forni (2004, p. 461), "... se dois produtos ou áreas geográficas pertencem ao mesmo mercado, seus preços relativos deveriam se comportar como séries temporais estacionárias Assim, testes de estacionariedade podem fornecer indicações úteis para a definição de mercados antri-truste."

Segundo Cuddington e Wang (1999, p. 22) existem alguns possíveis métodos empíricos de se avaliar integração de mercados ou limites de um mercado. Como por exemplo, análise de correlação de preços, casualidade de Granger e cointegração linear.

Segundo Haldrup (2003, p. 6) os métodos de cointegração são as ferramentas apropriadas quando as séries são não-estacionárias, conforme será visto mais adiante.

Com base nos enunciados acima, para esta Tese será utilizado o método da cointegração linear, para se avaliar o comportamento do mercado da *commodity* aço no Brasil.

Se for possível comprovar a cointegração entre as duas séries, poder-se-á concluir sobre a existência de um mercado único e, desta forma, será possível a extrapolação de valores futuros com base na série de índices do mercado externo.

Caso contrário, pode-se concluir, à semelhança do que recentemente foi comprovado para o ferro, que o aço também sofre efeitos de proteção regulatória ou cartel, aqui no Brasil. Caso isto ocorra, ficará difícil criar modelos econômicos que antecipem movimentos futuros desta *commodity* e desta forma ficará comprometida a identificação de mecanismos financeiros de proteção.

Um maior detalhamento das opções acima será visto na Parte III. Por enquanto, será feita uma breve explanação do conceito de cointegração, assim como será apresentado o resultado desta análise.

Pode-se dizer que se duas séries temporais x e y forem cointegradas, haverá uma relação de longo prazo entre elas, ou seja, haverá uma probabilidade de que no longo prazo as duas se comportem de forma semelhante, possuindo tendências comuns de movimentos de queda e de subida.

Um dos métodos de se avaliar a cointegração entre séries é o de Engle-Granger, cujas dinâmicas de curto prazo podem ser descritas pelo modelo de correlação de erro (MCE), conforme abaixo. Este é conhecido como o teorema de representação de Granger.

Em termos matemáticos, tem-se:

$$\begin{aligned} \text{Se } & x_t \sim I(1), \\ & y_t \sim I(1) \text{ e} \\ & z_t = y_t - \beta x_t \text{ é } I(0) \end{aligned}$$

então diz-se que x e y são cointegrados.

Em termos práticos, pelo exposto acima, percebe-se claramente que um dos métodos de se avaliar a cointegração entre duas séries é através dos seguintes passos:

- Testar se a série x_t possui raiz unitária;
- Testar se a série y_t possui raiz unitária;
- Testar se z_t estimado possui raiz unitária (não cointegração das séries) ou não (cointegração das séries).

Segundo Cuddington e Wang (1999, p. 34), um problema que ocorre com os testes de raiz unitária e com os testes de cointegração, na identificação de equilíbrios de longo prazo, é a necessidade de grandes séries de dados para

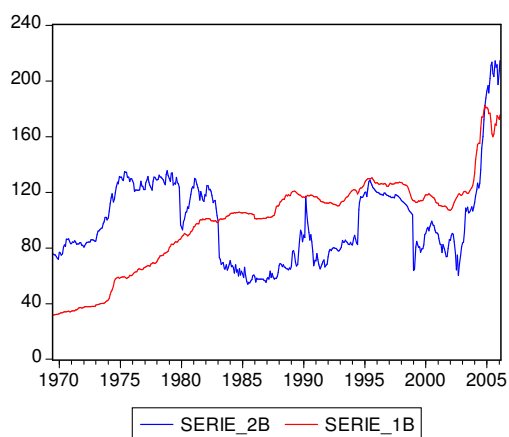
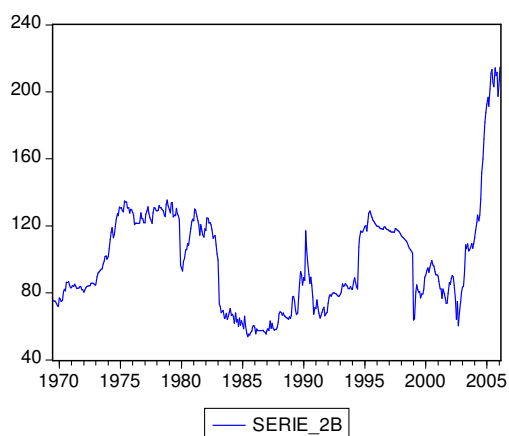
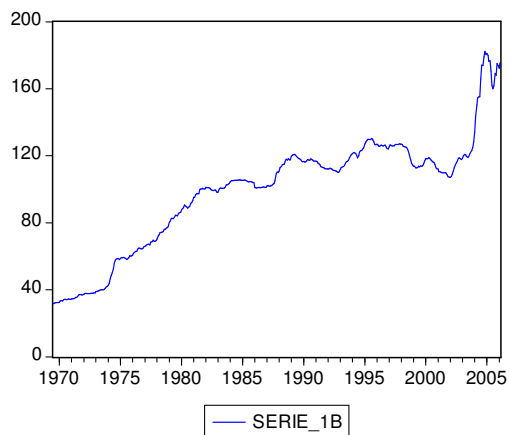
que se tenha algum grau razoável de precisão. Para atender a este requisito, optou-se por trabalhar com a maior quantidade de dados disponíveis, ou seja com cerca de 450 valores por série – de julho/1969 a fevereiro/2006.

Como é sabido, a presença de raiz unitária em uma série está intimamente relacionada com o conceito de não estacionariedade da mesma. Ou seja, quando há raiz unitária em uma determinada série haverá, também, fortes indícios de tratar-se de uma série não estacionária, e vice versa.

Inicialmente, deve-se apresentar o conceito de estacionariedade. Diz-se que uma série temporal possui covariância estacionária ou, simplesmente, é estacionária, se seus momentos até a segunda ordem não dependem do tempo. Assim, por exemplo, a média deverá ser constante durante todo o tempo. Uma propriedade importante é que séries estacionárias frequentemente cruzam a linha média e possuem uma tendência de convergir para ela.

Existem vários testes, propostos pela literatura, que comprovam a estacionariedade de uma série. Os dois mais amplamente utilizados são o de Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, em 1979), ambos na versão simples (DF) ou aumentada (ADF), e o teste KPSS (Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin, em 1992).

Apenas como exemplificação, encontram-se apresentados abaixo os respectivos gráficos das Séries 1B e 2B.



Graficamente, é fácil concluir que as duas séries acima não são estacionárias. Ou seja, não possuem comportamento oscilatório em torno de seu valor médio. De qualquer forma, serão realizados os testes sugeridos acima que comprovarão, teoricamente, esta conclusão.

Como dito acima, a presença de raiz unitária em uma série pode ser entendida como a não estacionariedade de uma série. Pelo teste ADF, que possui como hipótese nula a não estacionariedade (raiz unitária), se não for possível rejeitar esta hipótese ter-se-á fortes indícios da presença de raiz unitária ($I(1)$). Por outro lado, o teste KPSS, cuja hipótese nula é a estacionariedade, se for possível rejeitá-la ter-se-á fortes indícios da presença de raiz unitária ($I(1)$).

Conforme explanado acima e com o auxílio do aplicativo E-views, versão 4.1, foram verificadas, através dos testes ADF e KPSS, a presença ou não de raiz unitária das duas séries, cujos resultados encontram-se apresentados nos quadros 1 a 4 do Anexo VI.

Tanto para os testes ADF quanto para os testes KPSS realizados, foram incluídas na equação da regressão uma constante e uma tendência linear, por se tratarem de uma especificação mais genérica.

Pode-se perceber, pelos resultados acima, que em ambos os testes de raiz unitária (ADF) têm-se valores de ADF test statistic maiores que os valores críticos de teste para os três níveis de significância 1%, 5% e 10%. Considerando que a hipótese nula, em cada um deles, é a existência de raiz unitária (não estacionariedade) chega-se à conclusão que não há condições de se rejeitar tal hipótese.

Por outro lado, pode-se perceber, também, que em ambos os testes de raiz unitária (KPSS) têm-se valores de KPSS test statistic maiores que os valores críticos assintóticos de teste para os três níveis de significância 1%, 5% e 10%. Considerando que a hipótese nula, em cada um deles, é a não existência de raiz unitária (estacionariedade) chega-se à conclusão que há condições de se rejeitar tal hipótese.

Portanto, pode-se concluir que ambas as séries, pelos dois testes realizados em cada, possuem fortes indícios de terem raízes unitárias. Desta forma, pode-se passar à análise de cointegração, conforme descrito pelo teorema de Granger.

Para se atingir a conclusão final, com relação à cointegração ou não das duas séries, deveria ser realizado o teste de raiz unitária referente ao terceiro passo. No lugar deste teste, por facilidade do E-views partiu-se direto para o teste de cointegração, disponível no aplicativo através do menu Quick / Group Statistics / Cointegration Test.

Existem alguns testes possíveis para análise de cointegração entre séries temporais. Além do teste de cointegração Engle-Granger (1987), já visto acima, que é capaz de identificar, no máximo, uma relação de cointegração, existe o teste de Johansen que pode detectar mais do que uma relação de cointegração, quando mais de duas séries de preço são consideradas simultaneamente. Uma das vantagens deste último teste é a possibilidade de se estimar equilíbrios de longo prazo em apenas um passo.

O aplicativo E-views disponibiliza apenas esta última opção, cujos resultados da análise serão apresentados a seguir.

Dentro do teste de Johansen, por facilidade, optou-se pela opção 6, onde são apresentados, de forma única, os resultados de todas as cinco opções possíveis de teste.

O resultado do teste acima está apresentado no quadro 5 do Anexo VI.

Pelos resultados apresentados, verifica-se que sob todas as opções de testes realizados as duas séries não cointegram.

Uma das formas de se concluir a ausência de cointegração no teste acima é, a partir da seleção do menor valor para o critério de Schwarz, identificar o número de vetores de cointegração apontados (*rank*). Pelos valores acima, vê-se que o menor valor para o critério de Schwarz é de 9,571202 o que corresponde a zero vetores de cointegração.

Em outras palavras, o resultado acima indica a ausência de relação de longo prazo entre as séries ou, ainda, que seus respectivos preços encontram-se ainda em processo de convergência (Cuddington e Wang, 1999, p. 33).

6. Parte III – Identificação de mecanismos de proteção do preço

A ausência de cointegração entre as séries, comprovada na Parte II acima, é causada, possivelmente, por alguma forma de conluio ou cartel no mercado doméstico, como se verá a seguir.

Segundo o site do Ministério da Justiça, <http://www.mj.gov.br/concorrenca/cartel.htm>, a característica básica de um cartel é a existência de acordo entre concorrentes, seja para fixar preços, margens de lucro, de descontos ou de qualquer outra conduta comercial. Um indício da existência de cartel em um mercado é o alinhamento de preços, que ocorre quando um grande percentual dos concorrentes de um determinado mercado oferece o mesmo produto com preços iguais ou bastante próximos. Outro fato que pode indicar a existência de cartel são os aumentos simultâneos ou a confluência de preços em determinada data, ou seja, quando os concorrentes aumentam os preços, simultaneamente, ou passam a praticar preços iguais ou muito próximos.

No mesmo site acima é dito que “Na construção civil, um dos principais processos investigados atualmente refere-se à venda de vergalhões de aço. Além deste, o governo acompanha de perto outros setores capazes de influenciar no preço final da construção para detectar possíveis infrações.”

Pela afirmativa acima é válida a análise feita na Parte II e as expectativas acerca do comportamento do insumo aço no mercado da construção no Brasil.

Pelo site Consultor Jurídico, <http://conjur.estadao.com.br/static/text/9773,1>, é dito também que “A primeira condenação por cartel no Brasil ocorreu em 1999. Empresas do setor siderúrgico foram multadas ao equivalente a 1% do seu faturamento no ano anterior. Até bem pouco tempo, essa era a única condenação de cartéis ocorrida no Brasil.”

Como os preços são afetados por decisões internas e que, de modo geral, não refletem as variáveis macro-econômicas externas plausíveis, deve-se descartar

a hipótese de se buscar mecanismos de proteção, como por exemplo, a utilização de derivativos no mercado externo, como forma de *hedge*, para tentar “travar” preços no futuro.

Considerando que as empresas de construção nacionais são, por enquanto, obrigadas a efetuar suas compras no mercado doméstico, em siderúrgicas ou em fornecedores oriundos destas, uma vez que outros custos do tipo transacionais, como o de transporte por exemplo, inviabilizam a aquisição deste insumo no mercado externo. E, considerando a comprovação da existência do cartel do aço no Brasil, foram identificadas duas alternativas de se antecipar, no mercado doméstico, de oscilações futuras do preço da *commodity* aço.

Alternativa 1

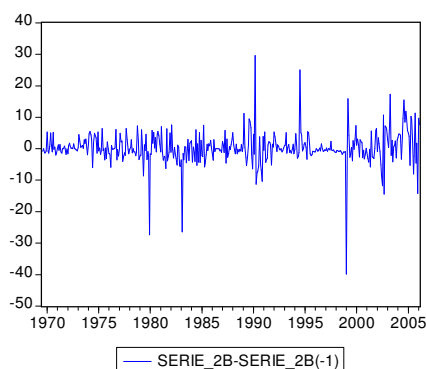
A primeira forma que se apresenta é através da criação de um modelo não estruturado ou simplificado, utilizando-se, unicamente, a série histórica de índices de preço no Brasil (Série 2B).

Pelo gráfico já apresentado acima e pelos testes de raiz unitária realizados, constatou-se, facilmente, a não estacionariedade da Série 2B. Desta forma, não é válida a utilização de nenhum modelo ARMA ou, particularmente, nenhum modelo AR (autoregressivo) ou MA(média móvel).

Desta forma, será necessário, portanto, diferenciar a Série 2B, tantas vezes quanto necessário, de modo a torná-la estacionária, conforme esquematicamente mostrado a seguir.

Se a série x_t é não estacionária, então cria-se uma nova série y_t a partir da 1ª. diferenciação, ou seja, $y_t = x_t - x_{t-1}$. Se esta nova série for estacionária, pode-se passar à seleção do modelo adequado à mesma. Senão, deve-se continuar diferenciando-a até torná-la estacionária.

No caso da Série 2B, bastou uma única diferenciação para se chegar a uma série estacionária, conforme mostrado no gráfico abaixo:



E comprovado pelo teste ADF apresentado no quadro 6 do Anexo VI.

Como pode ser visto o valor do ADF test statistic é muito menor que os valores críticos de teste para os três níveis de significância 1%, 5% e 10%. Portanto, rejeita-se a hipótese nula, o que indica que a série diferenciada é estacionária.

Agora pode-se, em função desta nova série, buscar o melhor modelo ARMA, o qual é feito pela obtenção dos menores valores para os critérios de Akaike e de Schwarz. Na verdade, está sendo utilizado um modelo denominado ARIMA(p,d,q), onde o parâmetro d indica o número de diferenciações necessárias para se chegar à estacionariedade da série. Em outras palavras, será identificado um modelo do tipo ARIMA(p,1,q).

Pelo quadro abaixo, apresentam-se algumas opções para os parâmetros p e q, bem como seus respectivos critérios.

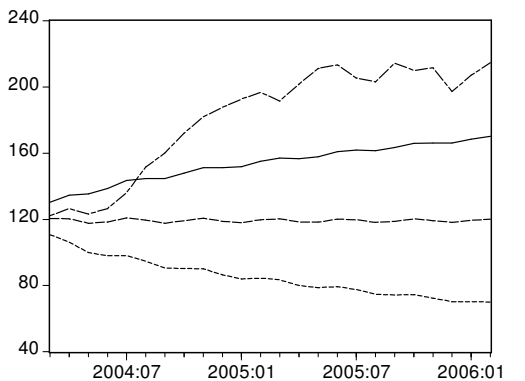
AR	MA	AIC	SC
1	-	6,077881	6,087202
2	-	6,083172	6,101845
-	1	6,076285	6,085589
-	2	6,077408	6,096016
1	1	6,081759	6,100399
2	2	6,061137	6,098482

Pelos valores acima, verifica-se que o modelo mais adequado é o ARIMA(2,1,2), pois é o que apresenta menor conjunto de valores para os critérios apresentados.

Para se ter uma avaliação da qualidade do modelo acima identificado, serão feitas previsões para diversos intervalos de tempo de modo que se possa comparar sua eficiência em relação aos valores reais da série. Para esta análise, foram utilizados os períodos de 2 anos, 1 ano, 6 meses e 3 meses.

Exemplificadamente, para o intervalo de 2 anos, foram feitas as previsões dos últimos 24 meses, ou seja, de mar/2004 a fev/2006.

Em função de seus resultados, mostrados nos gráficos a seguir e do intervalo de confiança definido de 95%, pode-se avaliar a precisão do modelo selecionado.



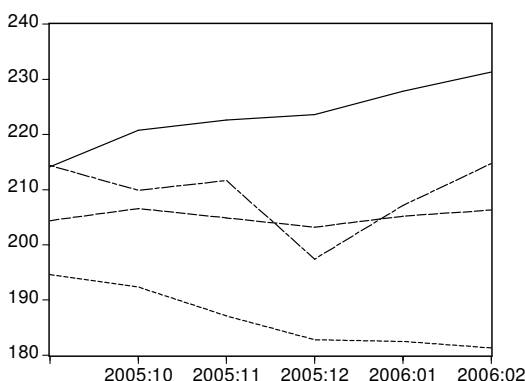
— SERIE_2BF+1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2BF
 SERIE_2BF-1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2B

previsão para 2 anos



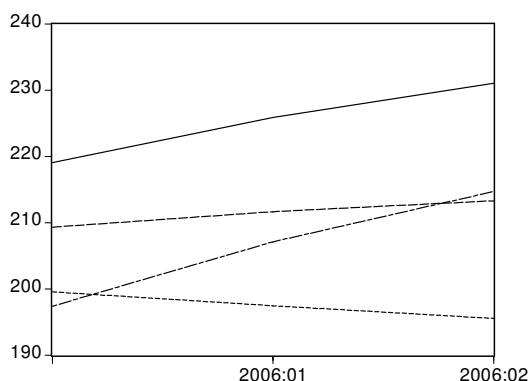
— SERIE_2BF+1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2BF
 SERIE_2BF-1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2B

previsão para 1 ano



— SERIE_2BF+1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2BF
 SERIE_2BF-1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2B

previsão para 6 meses



— SERIE_2BF+1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2BF
 SERIE_2BF-1.96*SERIE_2BFSE - - - - SERIE_2B

previsão para 3 meses

Pelos gráficos acima, verifica-se que o modelo identificado é adequado, considerando que seus respectivos valores reais encontram-se, em grande parte, dentro do intervalo de confiança especificado para períodos de previsão de até 1 ano. Porém, gera valores pouco precisos para intervalos maiores, tipo 2 anos, como era de se esperar.

De modo geral, os modelos ARIMA não geram boas previsões para períodos maiores que 1 ano.

Todavia, o ideal é que se tivesse boas previsões de 1 a 2 anos, o que corresponde, na prática, ao prazo transcorrido entre o fechamento de um preço na fase de proposta até a efetiva aquisição do insumo no mercado. Considerando que o modelo identificado não gera boas previsões para este intervalo de tempo, definiu-se uma segunda alternativa de modelo.

Alternativa 2

A segunda forma que se apresenta de antecipação do preço futuro do aço é, também, através da criação de um modelo simplificado, porém, desta vez levando-se, também, em conta, os preços do aço no exterior.

A idéia é que, mesmo tendo sido comprovada a não cointegração entre as séries, no curto prazo a série de índices de preço no exterior (Série 1B) poderá contribuir de alguma forma para a geração da série aqui no Brasil (Série 2B).

Para se avaliar a efetividade desta contribuição será utilizado um modelo VAR, em cima do qual serão feitas previsões para os mesmos períodos analisados na Alternativa 1. Através de uma simples comparação, entre os valores previstos pelos dois modelos, poder-se-á avaliar e concluir sobre o benefício desta contribuição.

Inicialmente, faz-se uma primeira estimativa do modelo VAR utilizando-se a informação default do número de *lags*, ou seja, 2.

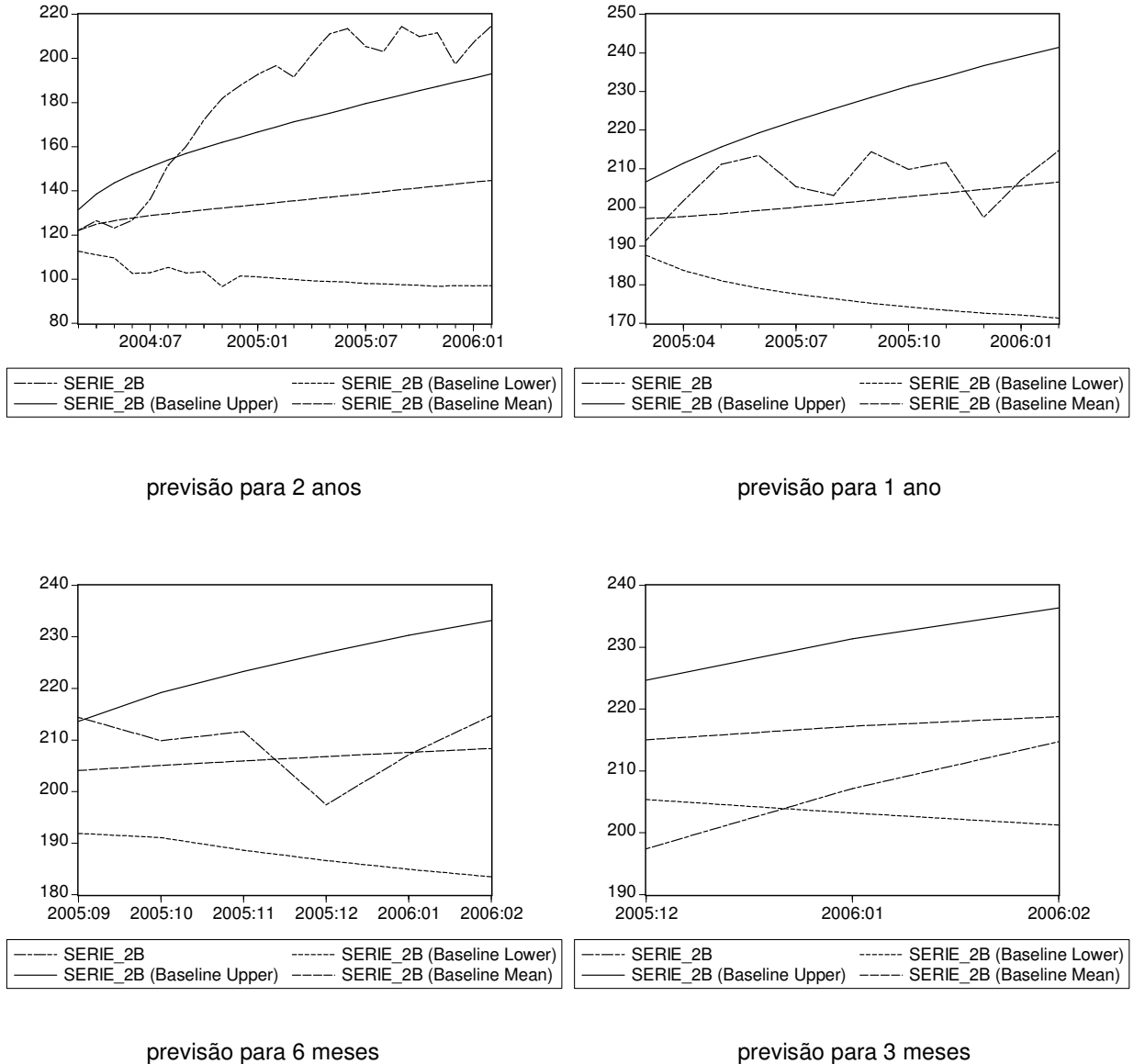
Isto feito, entra-se no menu View / Lag Structure / Lag Length Criteria...

Utiliza-se a opção default para o número de *lags*, ou seja, 8 e chega-se aos resultados apresentados no quadro 7 do Anexo VI.

Pelos resultados apresentados, utilizando o critério de Schwarz, conforme sugerido por Cuddington e Wang (1999, p. 54), verifica-se que o número ideal de lags é realmente 2.

Desta forma, chega-se aos valores apresentados no quadro 8 do Anexo VI para o modelo VAR(2).

Assim, pode-se passar à previsão do modelo VAR(2). Utilizando-se uma simulação do tipo estocástica, com 100.000 repetições e com intervalo de confiança definido de 95%, chega-se às previsões a seguir:



Pela mesma metodologia e pelos mesmos períodos de previsão utilizados na Alternativa 1, constata-se que o modelo VAR também não gera boas previsões para intervalos de tempo superiores a 1 ano.

Comparação entre Alternativas

Para se comparar os resultados obtidos pelos dois modelos acima, ARIMA(2,1,2) e VAR(2), serão utilizadas as previsões que ambos geraram, sob diversos intervalos de tempo, para o mês fev/2006. Ou seja, para cada período de previsão e para cada modelo será comparado a previsão do índice para fev/2006 com o respectivo valor real, conforme quadro abaixo:

período de previsão	ARIMA(2,1,2)	VAR(2)
2 anos	120,0918	144,8759
1 ano	196,6397	206,5814
6 meses	206,3028	208,3534
3 meses	213,3050	218,8011
valor real	214,7286	214,7286

A título de exemplo, o quadro acima informa que a previsão feita pelo modelo ARIMA(2,1,2) para 2 anos para o índice de fev/2006 foi de 120,0918, enquanto que a mesma previsão feita pelo modelo VAR(2) gerou 144,8759.

Continuando esta análise para os demais períodos de previsão, é fácil perceber que, apesar das duas séries sob análise não cointegrarem, há uma nítida melhora nas previsões quando se utilizam também os dados da série de preços no exterior.

Porém, como dito acima, persiste o mesmo problema de falta de precisão nas previsões a partir de 1 ano.

7. Conclusão

A maior dificuldade desta Tese foi, como imaginado, a obtenção de séries com valores do preço do aço no exterior e principalmente no Brasil. Não há claramente uma cultura nacional de se preservar valores históricos de preços de commodities. Em contrapartida, há uma grande preocupação com os índices de produção, talvez reflexo de um passado onde o mais importante era o de produzir a qualquer custo (época desenvolvimentista). Para se abstrair de planos econômicos e suas comuns alterações de moedas, foram utilizadas séries de índices em substituição à de preços absolutos.

A análise de cointegração das séries no Brasil e no exterior comprovou o que era esperado e divulgado pela mídia: que o mercado do aço no Brasil não se comporta como o mercado deste insumo no exterior, representando, assim, uma evidência de cartelização. Desta forma, as possibilidades de se criarem mecanismos de proteção que reflitam antecipações futuras ficaram bastante comprometidas.

Duas alternativas foram aqui apresentadas. A primeira utilizando-se um modelo ARIMA(2,1,2), tendo como base, apenas, a série de preços no Brasil. A segunda, um modelo VAR(2), utilizando-se as duas séries, no Brasil e no exterior.

Algumas questões puderam ser concluídas. O modelo VAR gerou previsões melhores do que o modelo ARIMA. Ambos, perderam precisão a partir de 1 ano.

Conforme foi mostrado, o aço representa um grande insumo para os empreendimentos industriais e, por isso, foi objeto desta Tese. Para se melhorar ainda mais as análises aqui apresentadas sugere-se, fortemente, que seja efetuado um modelo econométrico complexo ou estruturado do tipo ADL (Augmented Distributed Lags), que leve em consideração as variáveis macro-econômicas cabíveis e que permita uma razoável previsão futura em intervalos de tempo superiores a 1 ano.

Em função do comportamento da série de índices de preço no Brasil, sugere-se, também, que a análise de cointegração seja efetuada utilizando-se o recurso de quebra estrutural, de modo a tornar a análise mais precisa. O intervalo de jul/1969 a fev/2006 poderia ser dividido, por exemplo, em 2 partes: a primeira de jul/1969 a dez/1994 e a segunda de jan/1995 a fev/2006, quando as duas séries se comportam de forma similar.

8. Bibliografia

CUDDINGTON, John T.; WANG, Zhongmin, Statistical Analyses of the Geographic Market Delineation with an Application to the U.S. Natural Gas Markets, working paper 1999-12 – Georgetown University, Washington, D.C., 20057-1036

FORNI, Mario, Using Stationary Tests in Antitrust Market Definition, article 2004 – Università di Modena and Centre for Economic Policy Research

FRANSES, Philip Hans; OOMS, Marius, Generalizations of KPSS-test for Stationarity, working paper 1998-01 – New York University – USA

GUJARATI, Damodar N. , Econometria Básica – 3a. edição, 2000

HALDRUP, Niels, Analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analysis, working paper 2003-09 – University of Aarhus – Denmark

MADDALA, G.S., Introdução à Econometria – 3a. edição, 2001

SCHWAERZEL, Roy, Improving the prediction accuracy of financial time series by using multi-neural network systems and enhanced data preprocessing, Tese – The University of Texas, 1996

Anexo I

Composição típica de um EPC

Anexo I - Composição típica de um EPC

	EPC1	EPC2	EPC3	EPC4	EPC5	Comp. do Aço
Total de custos						
Impostos	17,7%	6,8%	7,5%	3,3%	8,0%	
Engenharia	9,0%	23,2%	5,2%	5,5%	5,1%	
Gerenciamento	14,0%		11,1%	9,9%	8,7%	
Construção civil	8,8%	15,9%	8,8%	7,4%	8,2%	
Montagem	16,0%	26,3%	24,5%	26,5%	27,3%	
Comissionamento / treinamento	0,4%		0,9%		0,7%	
Fornecimentos	32,2%	25,5%	35,0%	47,3%	32,4%	76,3%
Materiais	6,9%	11,8%	7,5%	5,2%	7,5%	
Materiais de tubulação	5,4%	5,0%	5,2%	3,4%	5,7%	100%
Materiais de instrumentação	0,9%	5,3%	0,7%	0,5%	0,7%	60%
Materiais de elétrica	0,6%	1,5%	1,5%	1,3%	1,1%	
Equipamentos	22,9%	12,4%	26,5%	41,4%	24,2%	80%
Transportes	2,5%	1,3%	1,0%	0,7%	0,7%	
Outros	1,9%	2,3%	6,9%	0,1%	9,5%	
Média de Fornecimentos	34,5%					

Anexo II

Sites levantados

Anexo II - Sites levantados

Site	Descrição	Dados do aço
www.advfn.com	Advanced Financial Network	tem
www.alexform.com	Alexandria Steel Forming Co.	não
www.amex.com	American Stock Exchange	não
www.amm.com	American Metal Market	não
www.apexpetro.tk	Apex Petro Commodities Pte. Ltd.	não
www.archerfinancials.com	Archer Financial Services	tem
www.asx.com.au	ASX - Australian Stock Exchange	não
www.australiansteel.com	Australiansteel.com Pty Ltd.	não
www.bes.co.id	Surabaya Stock Exchange Net	não
www.bloomberg.com	Bloomberg.com	não
www.bls.gov	Bureau of Labor Statistics	tem
www.bmf.com.br	Bolsa de Mercadorias & Futuros - BM&F	não
www.bostonstock.com	Boston Stock Exchange	não
www.bseindia.com	BSE	não
www.bsx.com	Bermuda Stock Exchange	não
www.cbot.com	Chicago Board of Trade	não
www.cme.com	Chicago Mercantile Exch	não
www.cosipa.com.br	Cosipa	não
www.creminox.com	Creminox	não
www.cruspi.com	CRU Steel Price Index	tem
www.csn.com.br	Companhia Siderúrgica Nacional	não
www.cst.com.br	Companhia Siderúrgica de Tubarão	não
www.cstates.com	Central States Commodities	não
www.csx.com.ky	Cayman Islands Stock Exchange	não
www.cvrd.com.br	Companhia Vale do Rio Doce	não
www.economiabr.net	economiabr.net	não
www.euronext.com	Euronext	não
www.fazenda.gov.br	Ministério da Fazenda	tem
www.gerdau.com.br	Gerdau	não
www.gfms-metalsconsulting.com	GFMS Metals Consulting	não
www.hkfe.com	Hong Kong Futures Exchange	não
www.hsx.com	Hollywood Stock Exchange	não
www.ibs.org.br	Instituto Brasileiro de Siderurgia	não
www.imf.org	International Monetary Fund	não
www.inda.org.br	Instituto Nacional dos Distribuidores de Aço	não
www.infomet.com.br	Infomet	não
www.insync.net	Futures & Options of Texas	não
www.ise.com.pk	Islamabad Stock Exchange (Guarantee) Ltd.	não
www.ise.ie	Irish Stock Exchange	não
www.issb.co.uk	ISSB	não
www.kcibt.com	Kansas City Board of Trade	não
www.liffe.com	Euronext derivatives	não
www.lme.co.uk	London Metal Exchange	tem
www.lmesteel.com	LME Steel Futures Contracts	não
www.londoncommoditiesexchange.com	London Commodities Exchange	não

Anexo II - Sites levantados

Site	Descrição	Dados do aço
www.londonstockexchange.cc	London Stock Exchange	não
www.matif.fr	Marche a Terme International de France	não
www.meps.co.uk	Meps	tem
www.metalfirst.com	MetalFirst.com	não
www.metalfirst.net	MetalFirst.net	não
www.metalinfo.com	Metalinfo.com	não
www.metal-pages.com	Metal - Pages	não
www.mqex.com	Minneapolis Grain Exchange	não
www.mti.hu	Budapest Commodity Exchange	não
www.m-x.ca	Bourse de Montréal - Montréal Exchange	não
www.nigeriabusinessinfo.com	The The Abuja Commodities Exchange	não
www.nybot.com	New York Board of Trade	não
www.nymex.com	New York Mercantile Exchange	tem
www.nyse.com	NYSE, New York Stock Exchange	não
www.oecd.org	Organisation for Economic Co-operation and Development	não
www.phlx.com	PHILADELPHIA STOCK EXCHANGE	não
www.procuresteel.com	ProcureSteel.com	não
www.quotes.ino.com	Ino.com	tem
www.rarbmd.com	AL Rashed Building Materials	não
www.safex.co.za	South African Futures Exchange	não
www.sfe.com.au	Sydney Futures Exchange	não
www.sicom.com.sg	SICOM - Singapore Commodity Exchange	não
www.steelbb.com	Steel Business Briefing	não
www.steelboard.com	Steel Board .com	não
www.steelchange.com	Iron & Steel eXchange	não
www.steelexchangeinc.com	The Original Steel Exchange	não
www.steelexchangeindia.com	SteelExchangeIndia.com	não
www.steel-link.com	Steel-Link	não
www.steelonthenet.com	Steelonthenet.com	tem
www.steelrx.com	Steel RX	não
www.steelweb.co.uk	Steel WEB	não
www.steelweek.com	Steel Week	não
www.swx.com	SWX Swiss Exchange	não
www.thesteelhub.com	Steel Hub	não
www.tocom.or.jp	The Tokyo Commodity Exchange	não
www.toppan.co.jp	Tokyo Grain Exchange	não
www.tsx.com	TSX Group	não
www.uksteel.org.uk	UK Steel	não
www.umetal.com	China RGL Steel Group	não
www.usiminas.com.br	Usiminas	não
www.wce.ca	Winnipeg Commodity Exchange	não
www.westyorkssteel.com	West Yorkshire Steel Co Ltd	não
www.worldsteel.org	Worldsteel.org	não
www2.barchart.com	Barchart.com	não

Anexo III

Índices de preço do aço no mercado exterior

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUspi Global - index values				CRUspi Flats - index values				CRUspi Longs - index values			
Date	Global Index	Period on Period	Year on Year	Date	Flats Index	Period on Period	Year on Year	Date	Longs Index	Period on Period	Year on Year
Apr-94	100.00			Apr-94	100.00			Apr-94	100.00		
May-94	100.14	0.1%		May-94	100.87	0.9%		May-94	98.69	-1.3%	
jun/94	100.75	0.6%		jun/94	101.86	1.0%		jun/94	98.51	-0.2%	
Jul-94	100.93	0.2%		Jul-94	103.89	2.0%		Jul-94	94.97	-3.6%	
Aug-94	101.71	0.8%		Aug-94	104.82	0.9%		Aug-94	95.46	0.5%	
Sep-94	102.94	1.2%		Sep-94	107.55	2.6%		Sep-94	93.66	-1.9%	
Oct-94	105.74	2.7%		Oct-94	111.40	3.6%		Oct-94	94.33	0.7%	
Nov-94	106.80	1.0%		Nov-94	113.51	1.9%		Nov-94	93.28	-1.1%	
Dec-94	108.48	1.6%		Dec-94	115.68	1.9%		Dec-94	93.97	0.7%	
Jan-95	109.36	0.8%		Jan-95	116.88	1.0%		Jan-95	94.21	0.3%	
Feb-95	111.06	1.6%		Feb-95	119.04	1.8%		Feb-95	95.00	0.8%	
Mar-95	115.69	4.2%		Mar-95	121.69	2.2%		Mar-95	103.61	9.1%	
Apr-95	117.66	1.7%	17.7%	Apr-95	123.94	1.8%	23.9%	Apr-95	105.02	1.4%	5.0%
May-95	116.91	-0.6%	16.7%	May-95	122.95	-0.8%	21.9%	May-95	104.74	-0.3%	6.1%
Jun-95	116.66	-0.2%	15.8%	Jun-95	120.90	-1.7%	18.7%	Jun-95	108.12	3.2%	9.8%
Jul-95	115.05	-1.4%	14.0%	Jul-95	119.32	-1.3%	14.9%	Jul-95	106.45	-1.5%	12.1%
Aug-95	114.22	-0.7%	12.3%	Aug-95	117.83	-1.2%	12.4%	Aug-95	106.95	0.5%	12.0%
Sep-95	111.85	-2.1%	8.7%	Sep-95	116.89	-0.8%	8.7%	Sep-95	101.72	-4.9%	8.6%
Oct-95	105.23	-5.9%	-0.5%	Oct-95	107.61	-7.9%	-3.4%	Oct-95	100.43	-1.3%	6.5%
Nov-95	104.64	-0.6%	-2.0%	Nov-95	107.19	-0.4%	-5.6%	Nov-95	99.52	-0.9%	6.7%
Dec-95	100.91	-3.6%	-7.0%	Dec-95	102.11	-4.7%	-11.7%	Dec-95	98.50	-1.0%	4.8%
Jan-96	99.48	-1.4%	-9.0%	Jan-96	100.79	-1.3%	-13.8%	Jan-96	96.83	-1.7%	2.8%
Feb-96	99.80	0.3%	-10.1%	Feb-96	101.53	0.7%	-14.7%	Feb-96	96.32	-0.5%	1.4%
Mar-96	97.57	-2.2%	-15.7%	Mar-96	98.99	-2.5%	-18.7%	Mar-96	94.72	-1.7%	-8.6%
Apr-96	98.76	1.2%	-16.1%	Apr-96	99.86	0.9%	-19.4%	Apr-96	96.53	1.9%	-8.1%
May-96	97.92	-0.8%	-16.2%	May-96	98.94	-0.9%	-19.5%	May-96	95.86	-0.7%	-8.5%
Jun-96	97.58	-0.4%	-16.4%	Jun-96	98.44	-0.5%	-18.6%	Jun-96	95.82	0.0%	-11.4%
Jul-96	97.19	-0.4%	-15.5%	Jul-96	97.50	-1.0%	-18.3%	Jul-96	96.55	0.8%	-9.3%
Aug-96	97.42	0.2%	-14.7%	Aug-96	98.14	0.7%	-16.7%	Aug-96	95.96	-0.6%	-10.3%
Sep-96	97.97	0.6%	-12.4%	Sep-96	98.44	0.3%	-15.8%	Sep-96	97.05	1.1%	-4.6%
Oct-96	98.64	0.7%	-6.3%	Oct-96	99.47	1.1%	-7.6%	Oct-96	96.97	-0.1%	-3.4%
Nov-96	98.58	-0.1%	-5.8%	Nov-96	99.48	0.0%	-7.2%	Nov-96	96.77	-0.2%	-2.8%
Dec-96	99.03	0.4%	-1.9%	Dec-96	100.20	0.7%	-1.9%	Dec-96	96.66	-0.1%	-1.9%
Jan-97	99.06	0.0%	-0.4%	Jan-97	100.13	-0.1%	-0.7%	Jan-97	96.92	0.3%	0.1%
Feb-97	98.70	-0.4%	-1.1%	Feb-97	99.64	-0.5%	-1.9%	Feb-97	96.81	-0.1%	0.5%
Mar-97	99.30	0.6%	1.8%	Mar-97	100.32	0.7%	1.3%	Mar-97	97.26	0.5%	2.7%
Apr-97	100.57	1.3%	1.8%	Apr-97	101.48	1.2%	1.6%	Apr-97	98.74	1.5%	2.3%
May-97	101.78	1.2%	3.9%	May-97	103.44	1.9%	4.5%	May-97	98.44	-0.3%	2.7%
Jun-97	101.78	0.0%	4.3%	Jun-97	103.95	0.5%	5.6%	Jun-97	97.41	-1.0%	1.7%
Jul-97	101.76	0.0%	4.7%	Jul-97	104.00	0.0%	6.7%	Jul-97	97.26	-0.2%	0.7%
Aug-97	101.35	-0.4%	4.0%	Aug-97	103.32	-0.6%	5.3%	Aug-97	97.37	0.1%	1.5%
Sep-97	100.73	-0.6%	2.8%	Sep-97	102.17	-1.1%	3.8%	Sep-97	97.85	0.5%	0.8%
Oct-97	101.49	0.8%	2.9%	Oct-97	103.11	0.9%	3.7%	Oct-97	98.23	0.4%	1.3%
Nov-97	101.20	-0.3%	2.7%	Nov-97	102.96	-0.2%	3.5%	Nov-97	97.66	-0.6%	0.9%
Dec-97	99.13	-2.0%	0.1%	Dec-97	99.70	-3.2%	-0.5%	Dec-97	97.98	0.3%	1.4%
Jan-98	97.77	-1.4%	-1.3%	Jan-98	99.25	-0.4%	-0.9%	Jan-98	94.79	-3.3%	-2.2%
Feb-98	97.89	0.1%	-0.8%	Feb-98	99.43	0.2%	-0.2%	Feb-98	94.79	0.0%	-2.1%
Mar-98	94.18	-3.8%	-5.2%	Mar-98	97.07	-2.4%	-3.2%	Mar-98	88.36	-6.8%	-9.2%
Apr-98	93.33	-0.9%	-7.2%	Apr-98	96.38	-0.7%	-5.0%	Apr-98	87.19	-1.3%	-11.7%
May-98	90.66	-2.9%	-10.9%	May-98	93.12	-3.4%	-10.0%	May-98	85.71	-1.7%	-12.9%
Jun-98	89.67	-1.1%	-11.9%	Jun-98	92.25	-0.9%	-11.3%	Jun-98	84.49	-1.4%	-13.3%
Jul-98	88.31	-1.5%	-13.2%	Jul-98	90.62	-1.8%	-12.9%	Jul-98	83.66	-1.0%	-14.0%
Aug-98	87.09	-1.4%	-14.1%	Aug-98	89.14	-1.6%	-13.7%	Aug-98	82.98	-0.8%	-14.8%
Sep-98	84.59	-2.9%	-16.0%	Sep-98	85.86	-3.7%	-16.0%	Sep-98	82.03	-1.1%	-16.2%
Oct-98	81.76	-3.3%	-19.4%	Oct-98	83.80	-2.4%	-18.7%	Oct-98	77.65	-5.3%	-21.0%
Nov-98	78.85	-3.6%	-22.1%	Nov-98	80.99	-3.4%	-21.3%	Nov-98	74.55	-4.0%	-23.7%
Dec-98	76.87	-2.5%	-22.4%	Dec-98	78.56	-3.0%	-21.2%	Dec-98	73.48	-1.4%	-25.0%
Jan-99	75.08	-2.3%	-23.2%	Jan-99	76.69	-2.4%	-22.7%	Jan-99	71.82	-2.3%	-24.2%
Feb-99	75.46	0.5%	-22.9%	Feb-99	76.97	0.4%	-22.6%	Feb-99	72.43	0.8%	-23.6%
Mar-99	76.24	1.0%	-19.0%	Mar-99	78.14	1.5%	-19.5%	Mar-99	72.43	0.0%	-18.0%
Apr-99	77.67	1.9%	-16.8%	Apr-99	80.04	2.4%	-17.0%	Apr-99	72.89	0.6%	-16.4%
May-99	78.03	0.5%	-13.9%	May-99	80.56	0.7%	-13.5%	May-99	72.92	0.0%	-14.9%
Jun-99	78.80	1.0%	-12.1%	Jun-99	81.45	1.1%	-11.7%	Jun-99	73.45	0.7%	-13.1%
Jul-99	80.27	1.9%	-9.1%	Jul-99	82.68	1.5%	-8.8%	Jul-99	75.42	2.7%	-9.8%
Aug-99	81.85	2.0%	-6.0%	Aug-99	84.18	1.8%	-5.6%	Aug-99	77.16	2.3%	-7.0%
Sep-99	83.92	2.5%	-0.8%	Sep-99	87.06	3.4%	1.4%	Sep-99	77.61	0.6%	-5.4%
Oct-99	85.34	1.7%	4.4%	Oct-99	88.58	1.7%	5.7%	Oct-99	78.83	1.6%	1.5%
Nov-99	88.79	4.0%	12.6%	Nov-99	93.27	5.3%	15.2%	Nov-99	79.79	1.2%	7.0%
Dec-99	88.82	0.0%	15.5%	Dec-99	93.57	0.3%	19.1%	Dec-99	79.24	-0.7%	7.8%
Jan-00	90.29	1.7%	20.3%	Jan-00	95.26	1.8%	24.2%	Jan-00	80.28	1.3%	11.8%
Feb-00	93.00	3.0%	23.2%	Feb-00	98.51	3.4%	28.0%	Feb-00	81.91	2.0%	13.1%
Mar-00	94.59	1.7%	24.1%	Mar-00	100.19	1.7%	28.2%	Mar-00	83.33	1.7%	15.0%
Apr-00	95.97	1.5%	23.6%	Apr-00	101.85	1.7%	27.2%	Apr-00	84.13	1.0%	15.4%
May-00	95.73	-0.3%	22.7%	May-00	101.17	-0.7%	25.6%	May-00	84.76	0.7%	16.2%
Jun-00	95.20	-0.6%	20.8%	Jun-00	100.97	-0.2%	24.0%	Jun-00	83.57	-1.4%	13.8%
Jul-00	93.23	-2.1%	16.1%	Jul-00	98.34	-2.6%	18.9%	Jul-00	82.95	-0.7%	10.0%
Aug-00	88.40	-5.2%	8.0%	Aug-00	93.11	-5.3%	10.6%	Aug-00	78.91	-4.9%	2.3%
Sep-00	86.58	-2.1%	3.2%	Sep-00	90.54	-2.8%	4.0%	Sep-00	78.60	-0.4%	1.3%
Oct-00	84.63	-2.3%	-0.8%	Oct-00	87.43	-3.4%	-1.3%	Oct-00	78.99	0.5%	0.2%
Nov-00	82.30	-2.8%	-7.3%	Nov-00	84.27	-3.6%	-9.6%	Nov-00	78.32	-0.8%	-1.8%

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUspi Global - index values				CRUspi Flats - index values				CRUspi Longs - index values			
Date	Global Index	Period on Period	Year on Year	Date	Flats Index	Period on Period	Year on Year	Date	Longs Index	Period on Period	Year on Year
Dec-00	80.82	-1.8%	-9.0%	Dec-00	82.06	-2.6%	-12.3%	Dec-00	78.32	0.0%	-1.2%
Jan-01	77.88	-3.6%	-13.7%	Jan-01	77.56	-5.5%	-18.6%	Jan-01	78.55	0.3%	-2.2%
Feb-01	76.26	-2.1%	-18.0%	Feb-01	75.41	-2.8%	-23.4%	Feb-01	77.97	-0.7%	-4.8%
Mar-01	77.86	2.1%	-17.7%	Mar-01	77.84	3.2%	-22.3%	Mar-01	77.91	-0.1%	-6.5%
Apr-01	77.64	-0.3%	-19.1%	Apr-01	77.45	-0.5%	-24.0%	Apr-01	78.01	0.1%	-7.3%
May-01	77.08	-0.7%	-19.5%	May-01	76.62	-1.1%	-24.3%	May-01	77.99	0.0%	-8.0%
Jun-01	77.16	0.1%	-18.9%	Jun-01	76.95	0.4%	-23.8%	Jun-01	77.59	-0.5%	-7.2%
Jul-01	75.76	-1.8%	-18.7%	Jul-01	74.74	-2.9%	-24.0%	Jul-01	77.80	0.3%	-6.2%
Aug-01	74.55	-1.6%	-15.7%	Aug-01	73.19	-2.1%	-21.4%	Aug-01	77.30	-0.6%	-2.0%
Sep-01	73.54	-1.4%	-15.1%	Sep-01	71.63	-2.1%	-20.9%	Sep-01	77.38	0.1%	-1.6%
Oct-01	72.02	-2.1%	-14.9%	Oct-01	69.47	-3.0%	-20.5%	Oct-01	77.16	-0.3%	-2.3%
Nov-01	70.33	-2.3%	-14.5%	Nov-01	67.39	-3.0%	-20.0%	Nov-01	76.24	-1.2%	-2.7%
Dec-01	68.92	-2.0%	-14.7%	Dec-01	65.62	-2.6%	-20.0%	Dec-01	75.56	-0.9%	-3.5%
Jan-02	70.02	1.6%	-10.1%	Jan-02	67.68	3.1%	-12.7%	Jan-02	74.74	-1.1%	-4.9%
Feb-02	70.33	0.4%	-7.8%	Feb-02	68.15	0.7%	-9.6%	Feb-02	74.74	0.0%	-4.1%
Mar-02	74.65	6.1%	-4.1%	Mar-02	73.96	8.5%	-5.0%	Mar-02	76.05	1.8%	-2.4%
Apr-02	78.60	5.3%	1.2%	Apr-02	79.32	7.3%	2.4%	Apr-02	77.15	1.4%	-1.1%
May-02	86.47	10.0%	12.2%	May-02	90.60	14.2%	18.2%	May-02	78.16	1.3%	0.2%
Jun-02	90.20	4.3%	16.9%	Jun-02	95.12	5.0%	23.6%	Jun-02	80.27	2.7%	3.5%
Jul-02	90.71	0.6%	19.7%	Jul-02	94.85	-0.3%	26.9%	Jul-02	82.38	2.6%	5.9%
Aug-02	91.59	1.0%	22.8%	Aug-02	94.27	-0.6%	28.8%	Aug-02	86.19	4.6%	11.5%
Sep-02	93.84	2.5%	27.6%	Sep-02	97.56	3.5%	36.2%	Sep-02	86.34	0.2%	11.6%
Oct-02	93.14	-0.7%	29.3%	Oct-02	98.34	0.8%	41.6%	Oct-02	82.66	-4.3%	7.1%
Nov-02	93.70	0.6%	33.2%	Nov-02	98.71	0.4%	46.5%	Nov-02	83.61	1.1%	9.7%
Dec-02	94.89	1.3%	37.7%	Dec-02	99.62	0.9%	51.8%	Dec-02	85.36	2.1%	13.0%
Jan-03	101.02	6.5%	44.3%	Jan-03	103.00	3.4%	52.2%	Jan-03	97.04	13.7%	29.8%
Feb-03	102.50	1.5%	45.7%	Feb-03	104.83	1.8%	53.8%	Feb-03	97.79	0.8%	30.8%
Mar-03	103.70	1.2%	38.9%	Mar-03	104.57	-0.3%	41.4%	Mar-03	101.94	4.2%	34.0%
Apr-03	99.82	-3.7%	27.0%	Apr-03	100.38	-4.0%	26.6%	Apr-03	98.68	-3.2%	27.9%
May-03	96.45	-3.4%	11.5%	May-03	95.87	-4.5%	5.8%	May-03	97.61	-1.1%	24.9%
Jun-03	94.74	-1.8%	5.0%	Jun-03	93.65	-2.3%	-1.5%	Jun-03	96.94	-0.7%	20.8%
Jul-03	95.83	1.2%	5.6%	Jul-03	95.01	1.4%	0.2%	Jul-03	97.49	0.6%	18.3%
Aug-03	96.94	1.2%	5.8%	Aug-03	95.46	0.5%	1.3%	Aug-03	99.94	2.5%	15.9%
Sep-03	98.37	1.5%	4.8%	Sep-03	96.87	1.5%	-0.7%	Sep-03	101.41	1.5%	17.4%
Oct-03	100.20	1.9%	7.6%	Oct-03	97.68	0.8%	-0.7%	Oct-03	105.28	3.8%	27.4%
Nov-03	102.03	1.8%	8.9%	Nov-03	98.70	1.0%	0.0%	Nov-03	108.72	3.3%	30.0%
Dec-03	106.77	4.6%	12.5%	Dec-03	104.17	5.5%	4.6%	Dec-03	111.99	3.0%	31.2%
Jan-04	117.48	10.0%	16.3%	Jan-04	115.00	10.4%	11.6%	Jan-04	122.49	9.4%	26.2%
Feb-04	128.11	9.0%	25.0%	Feb-04	122.77	6.8%	17.1%	Feb-04	138.87	13.4%	42.0%
Mar-04	145.81	13.8%	40.6%	Mar-04	141.27	15.1%	35.1%	Mar-04	154.96	11.6%	52.0%
Apr-04	148.91	2.1%	49.2%	Apr-04	140.23	-0.7%	39.7%	Apr-04	166.38	7.4%	68.6%
May-04	143.32	-3.8%	48.6%	May-04	144.80	3.3%	51.0%	May-04	140.34	-15.7%	43.8%
Jun-04	143.73	0.3%	51.7%	Jun-04	146.35	1.1%	56.3%	Jun-04	138.45	-1.3%	42.8%
Jul-04	152.07	5.8%	58.7%	Jul-04	157.66	7.7%	65.9%	Jul-04	140.82	1.7%	44.4%
Aug-04	160.09	5.3%	65.1%	Aug-04	163.32	3.6%	71.1%	Aug-04	153.59	9.1%	53.7%
Sep-04	165.03	3.1%	67.8%	Sep-04	170.48	4.4%	76.0%	Sep-04	154.05	0.3%	51.9%
Oct-04	162.06	-1.8%	61.7%	Oct-04	169.32	-0.7%	73.3%	Oct-04	147.44	-4.3%	40.1%
Nov-04	160.39	-1.0%	57.2%	Nov-04	168.87	-0.3%	71.1%	Nov-04	143.30	-2.8%	31.8%
Dec-04	162.16	1.1%	51.9%	Dec-04	172.17	2.0%	65.3%	Dec-04	141.99	-0.9%	26.8%
Jan-05	164.89	1.7%	40.3%	Jan-05	178.82	3.9%	55.5%	Jan-05	136.83	-3.6%	11.7%
Feb-05	159.67	-3.2%	24.6%	Feb-05	170.38	-4.7%	38.8%	Feb-05	138.10	0.9%	-0.6%
Mar-05	158.92	-0.5%	9.0%	Mar-05	169.12	-0.7%	19.7%	Mar-05	138.37	0.2%	-10.7%
Apr-05	155.84	-1.9%	4.7%	Apr-05	162.20	-4.1%	15.7%	Apr-05	143.02	3.4%	-14.0%
May-05	150.77	-3.2%	5.2%	May-05	156.06	-3.8%	7.8%	May-05	140.14	-2.0%	-0.1%
Jun-05	137.82	-8.6%	-4.1%	Jun-05	142.90	-8.4%	-2.4%	Jun-05	127.59	-9.0%	-7.8%
Jul-05	126.25	-8.4%	-17.0%	Jul-05	126.98	-11.1%	-19.5%	Jul-05	124.77	-2.2%	-11.4%
Aug-05	128.49	1.8%	-19.7%	Aug-05	126.62	-0.3%	-22.5%	Aug-05	132.27	6.0%	-13.9%
Sep-05	136.66	6.4%	-17.2%	Sep-05	135.83	7.3%	-20.3%	Sep-05	138.35	4.6%	-10.2%

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUspi North America - index values

Date	North America Index	Period on Period	Year on Year
Apr-94	100.00		
May-94	99.74	-0.3%	
jun/94	101.54	1.8%	
Jul/94	101.17	-0.4%	
Aug-94	103.42	2.2%	
Sep-94	103.42	0.0%	
Oct-94	104.31	0.9%	
Nov-94	104.84	0.5%	
Dec-94	106.46	1.5%	
Jan/95	106.84	0.3%	
Feb-95	107.56	0.7%	
Mar/95	107.63	0.1%	
Apr-95	105.96	-1.5%	6.0%
May-95	103.12	-2.7%	3.4%
Jun/95	101.89	-1.2%	0.3%
Jul/95	99.07	-2.8%	-2.1%
Aug-95	96.08	-3.0%	-7.1%
Sep-95	95.82	-0.3%	-7.4%
Oct-95	92.33	-3.6%	-11.5%
Nov-95	91.39	-1.0%	-12.8%
Dec-95	91.64	0.3%	-13.9%
Jan/96	92.29	0.7%	-13.6%
Feb-96	93.48	1.3%	-13.1%
Mar/96	93.48	0.0%	-13.1%
Apr-96	95.03	1.7%	-10.3%
May-96	95.66	0.7%	-7.2%
Jun/96	96.78	1.2%	-5.0%
Jul/96	99.13	2.4%	0.1%
Aug-96	99.13	0.0%	3.2%
Sep-96	99.85	0.7%	4.2%
Oct-96	100.54	0.7%	8.9%
Nov-96	100.54	0.0%	10.0%
Dec-96	100.08	-0.5%	9.2%
Jan/97	100.08	0.0%	8.4%
Feb-97	97.46	-2.6%	4.3%
Mar/97	98.80	1.4%	5.7%
Apr-97	99.34	0.5%	4.5%
May-97	99.50	0.2%	4.0%
Jun/97	99.50	0.0%	2.8%
Jul/97	98.99	-0.5%	-0.1%
Aug-97	98.76	-0.2%	-0.4%
Sep-97	98.36	-0.4%	-1.5%
Oct-97	97.92	-0.4%	-2.6%
Nov-97	96.66	-1.3%	-3.9%
Dec-97	94.35	-2.4%	-5.7%
Jan/98	94.53	0.2%	-5.6%
Feb-98	95.86	1.4%	-1.6%
Mar/98	95.86	0.0%	-3.0%
Apr-98	95.86	0.0%	-3.5%
May-98	95.86	0.0%	-3.7%
Jun/98	93.09	-2.9%	-6.4%
Jul/98	92.73	-0.4%	-6.3%
Aug-98	91.02	-1.8%	-7.8%
Sep-98	86.34	-5.1%	-12.2%
Oct-98	84.17	-2.5%	-14.0%
Nov-98	81.75	-2.9%	-15.4%
Dec-98	80.39	-1.7%	-14.8%
Jan/99	76.37	-5.0%	-19.2%
Feb-99	76.07	-0.4%	-20.7%
Mar/99	78.76	3.5%	-17.8%
Apr-99	80.65	2.4%	-15.9%
May-99	82.14	1.9%	-14.3%
Jun/99	81.76	-0.5%	-12.2%
Jul/99	82.46	0.9%	-11.1%
Aug-99	82.82	0.4%	-9.0%
Sep-99	85.06	2.7%	-1.5%
Oct-99	86.77	2.0%	3.1%
Nov-99	87.58	0.9%	7.1%
Dec-99	87.52	-0.1%	8.9%
Jan/00	88.45	1.1%	15.8%
Feb-00	91.03	2.9%	19.7%
Mar/00	91.03	0.0%	15.6%
Apr-00	93.58	2.8%	16.0%
May-00	90.75	-3.0%	10.5%
Jun/00	90.75	0.0%	11.0%
Jul/00	89.22	-1.7%	8.2%
Aug-00	84.47	-5.3%	2.0%
Sep-00	78.36	-7.2%	-7.9%
Oct-00	73.31	-6.4%	-15.5%
Nov/00	72.77	-0.7%	-16.9%

CRUspi Europe - index values

Date	Europe Index	Period on Period	Year on Year
Apr-94	100.00		
May-94	102.53	2.5%	
Jun/94	102.16	-0.4%	
Jul/94	102.54	0.4%	
Aug-94	102.10	-0.4%	
Sep-94	105.00	2.8%	
Oct-94	105.48	0.5%	
Nov-94	108.94	3.3%	
Dec-94	112.57	3.3%	
Jan/95	113.16	0.5%	
Feb-95	114.92	1.6%	
Mar/95	114.92	0.0%	
Apr-95	115.07	0.1%	15.1%
May-95	115.95	0.8%	13.1%
Jun/95	115.47	-0.4%	13.0%
Jul/95	113.74	-1.5%	10.9%
Aug-95	112.82	-0.8%	10.5%
Sep-95	112.43	-0.3%	7.1%
Oct-95	111.61	-0.7%	5.8%
Nov-95	110.35	-1.1%	1.3%
Dec-95	105.11	-4.7%	-6.6%
Jan/96	100.98	-3.9%	-10.8%
Feb-96	100.98	0.0%	-12.1%
Mar/96	93.70	-7.2%	-18.5%
Apr-96	94.16	0.5%	-18.2%
May-96	91.92	-2.4%	-20.7%
Jun/96	91.21	-0.8%	-21.0%
Jul/96	89.50	-1.9%	-21.3%
Aug-96	90.43	1.0%	-19.8%
Sep-96	90.77	0.4%	-19.3%
Oct-96	91.25	0.5%	-18.2%
Nov-96	91.25	0.0%	-17.3%
Dec-96	93.45	2.4%	-11.1%
Jan/97	92.07	-1.5%	-8.8%
Feb-97	92.74	0.7%	-8.2%
Mar/97	93.64	1.0%	-0.1%
Apr-97	97.02	3.6%	3.0%
May-97	99.48	2.5%	8.2%
Jun/97	99.65	0.2%	9.3%
Jul/97	100.38	0.7%	12.2%
Aug-97	100.53	0.1%	11.2%
Sep-97	101.14	0.6%	11.4%
Oct-97	104.54	3.4%	14.6%
Nov-97	105.49	0.9%	15.6%
Dec-97	107.99	2.4%	15.6%
Jan/98	107.99	0.0%	17.3%
Feb-98	108.63	0.6%	17.1%
Mar/98	107.60	-0.9%	14.9%
Apr-98	106.30	-1.2%	9.6%
May-98	106.25	0.0%	6.8%
Jun/98	105.09	-1.1%	5.5%
Jul/98	103.25	-1.8%	2.9%
Aug-98	100.69	-2.5%	0.2%
Sep-98	97.63	-3.0%	-3.5%
Oct-98	93.41	-4.3%	-10.6%
Nov-98	88.61	-5.1%	-16.0%
Dec-98	83.39	-5.9%	-22.8%
Jan/99	80.36	-3.6%	-25.6%
Feb-99	82.65	2.8%	-23.9%
Mar/99	82.02	-0.8%	-23.8%
Apr-99	84.20	2.7%	-20.8%
May-99	84.03	-0.2%	-20.9%
Jun/99	84.32	0.3%	-19.8%
Jul/99	83.15	-1.4%	-19.5%
Aug-99	85.42	2.7%	-15.2%
Sep-99	89.38	4.6%	-8.5%
Oct-99	90.94	1.7%	-2.6%
Nov-99	99.91	9.9%	12.8%
Dec-99	99.26	-0.7%	19.0%
Jan/00	100.57	1.3%	25.1%
Feb-00	107.10	6.5%	29.6%
Mar/00	110.49	3.2%	34.7%
Apr-00	112.64	1.9%	33.8%
May-00	113.90	1.1%	35.5%
Jun/00	113.84	-0.1%	35.0%
Jul/00	113.54	-0.3%	36.5%
Aug-00	111.28	-2.0%	30.3%
Sep-00	111.28	0.0%	24.5%
Oct-00	109.42	-1.7%	20.3%
Nov/00	103.82	-5.1%	3.9%

CRUspi Asia - index values

Date	Asia Index	Period on Period	Year on Year
Apr-94	100.00		
May-94	99.06	-0.9%	
Jun/94	99.51	0.5%	
Jul/94	99.90	0.4%	
Aug-94	100.49	0.6%	
Sep-94	101.52	1.0%	
Oct-94	106.73	5.1%	
Nov-94	106.76	0.0%	
Dec-94	107.39	0.6%	
Jan/95	108.74	1.3%	
Feb-95	110.98	2.1%	
Mar/95	120.86	8.9%	
Apr-95	125.98	4.2%	26.0%
May-95	125.54	-0.3%	26.7%
Jun/95	126.01	0.4%	26.6%
Jul/95	125.17	-0.7%	25.3%
Aug-95	125.66	0.4%	25.0%
Sep-95	120.96	-3.7%	19.2%
Oct-95	109.28	-9.7%	2.4%
Nov-95	109.28	0.0%	2.4%
Dec-95	104.04	-4.8%	-3.1%
Jan/96	102.87	-1.1%	-5.4%
Feb-96	102.87	0.0%	-7.3%
Mar/96	102.12	-0.7%	-15.5%
Apr-96	103.49	1.3%	-17.9%
May-96	102.57	-0.9%	-18.3%
Jun/96	101.57	-1.0%	-19.4%
Jul/96	100.30	-1.2%	-19.9%
Aug-96	100.27	0.0%	-20.2%
Sep-96	100.86	0.6%	-16.6%
Oct-96	101.62	0.8%	-7.0%
Nov-96	101.49	-0.1%	-7.1%
Dec-96	101.49	0.0%	-2.5%
Jan/97	102.33	0.8%	-0.5%
Feb-97	102.73	0.4%	-0.1%
Mar/97	102.73	0.0%	0.6%
Apr-97	103.27	0.5%	-0.2%
May-97	104.40	1.1%	1.8%
Jun/97	104.30	-0.1%	2.7%
Jul/97	104.16	-0.1%	3.8%
Aug-97	103.33	-0.8%	3.0%
Sep-97	101.91	-1.4%	1.0%
Oct-97	101.91	0.0%	0.3%
Nov-97	101.49	-0.4%	0.0%
Dec-97	97.03	-4.4%	-4.4%
Jan/98	94.03	-3.1%	-8.1%
Feb-98	93.15	-0.9%	-9.3%
Mar/98	85.77	-7.9%	-16.5%
Apr-98	84.66	-1.3%	-18.0%
May-98	78.97	-6.7%	-24.4%
Jun/98	79.14	0.2%	-24.1%
Jul/98	77.46	-2.1%	-25.6%
Aug-98	77.26	-0.3%	-25.2%
Sep-98	76.35	-1.2%	-25.1%
Oct-98	73.90	-3.2%	-27.5%
Nov-98	71.75	-2.9%	-29.3%
Dec-98	71.20	-0.8%	-26.6%
Jan/99	71.40	0.3%	-24.1%
Feb-99	71.13	-0.4%	-23.6%
Mar/99	71.57	0.6%	-16.6%
Apr-99	72.31	1.0%	-14.6%
May-99	72.29	0.0%	-8.5%
Jun/99	73.99	2.4%	-6.5%
Jul/99	77.39	4.6%	-0.1%
Aug-99	79.31	2.5%	2.6%
Sep-99	80.24	1.2%	5.1%
Oct-99	81.41	1.5%	10.2%
Nov-99	83.36	2.4%	16.2%
Dec-99	83.80	0.5%	17.7%
Jan/00	85.69	2.3%	20.0%
Feb-00	86.35	0.8%	21.4%
Mar/00	87.89	1.8%	22.8%
Apr-00	88.15	0.3%	21.9%
May-00	88.60	0.5%	22.6%
Jun-00	87.50	-1.2%	18.3%
Jul-00	84.36	-3.6%	9.0%
Aug-00	78.06	-7.5%	-1.6%
Sep-00	77.75	-0.4%	-3.1%
Oct-00	77.56	-0.2%	-4.7%
Nov/00	75.99	-2.0%	-8.8%

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUspi North America - index values

Date	North America Index	Period on Period	Year on Year
Dec-00	72.77	0.0%	-16.9%
Jan-01	71.08	-2.3%	-19.6%
Feb-01	69.44	-2.3%	-23.7%
Mar-01	69.78	0.5%	-23.4%
Apr-01	69.60	-0.2%	-25.6%
May-01	69.54	-0.1%	-23.4%
Jun-01	69.95	0.6%	-22.9%
Jul-01	70.84	1.3%	-20.6%
Aug-01	70.61	-0.3%	-16.4%
Sep-01	69.29	-1.9%	-11.6%
Oct-01	66.27	-4.4%	-9.6%
Nov-01	65.58	-1.0%	-9.9%
Dec-01	65.98	0.6%	-9.3%
Jan-02	69.05	4.7%	-2.9%
Feb-02	69.86	1.2%	0.6%
Mar-02	73.61	5.4%	5.5%
Apr-02	80.74	9.7%	16.0%
May-02	94.79	17.4%	36.3%
Jun-02	95.42	0.7%	36.4%
Jul-02	95.05	-0.4%	34.2%
Aug-02	95.23	0.2%	34.9%
Sep-02	97.19	2.1%	40.3%
Oct-02	92.48	-4.8%	39.6%
Nov-02	87.41	-5.5%	33.3%
Dec-02	84.50	-3.3%	28.1%
Jan-03	83.22	-1.5%	20.5%
Feb-03	80.15	-3.7%	14.7%
Mar-03	80.55	0.5%	9.4%
Apr-03	80.06	-0.6%	-0.9%
May-03	78.55	-1.9%	-17.1%
Jun-03	76.17	-3.0%	-20.2%
Jul-03	78.21	2.7%	-17.7%
Aug-03	78.64	0.5%	-17.4%
Sep-03	80.22	2.0%	-17.5%
Oct-03	82.32	2.6%	-11.0%
Nov-03	83.48	1.4%	-4.5%
Dec-03	92.20	10.4%	9.1%
Jan-04	107.75	16.9%	29.5%
Feb-04	113.79	5.6%	42.0%
Mar-04	139.69	22.8%	73.4%
Apr-04	146.60	4.9%	83.1%
May-04	150.69	2.8%	91.8%
Jun-04	155.54	3.2%	104.2%
Jul-04	164.31	5.6%	110.1%
Aug-04	174.90	6.4%	122.4%
Sep-04	178.05	1.8%	122.0%
Oct-04	170.82	-4.1%	107.5%
Nov-04	158.45	-7.2%	89.8%
Dec-04	160.08	1.0%	73.6%
Jan-05	159.37	-0.4%	47.9%
Feb-05	154.39	-3.1%	35.7%
Mar-05	152.33	-1.3%	9.0%
Apr-05	141.33	-7.2%	-3.6%
May-05	139.75	-1.1%	-7.3%
Jun-05	131.86	-5.6%	-15.2%
Jul-05	121.59	-7.8%	-26.0%
Aug-05	117.96	-3.0%	-32.6%
Sep-05	135.63	15.0%	-23.8%

CRUspi Europe - index values

Date	Europe Index	Period on Period	Year on Year
Dec-00	101.19	-2.5%	1.9%
Jan-01	97.50	-3.7%	-3.1%
Feb-01	93.71	-3.9%	-12.5%
Mar-01	94.01	0.3%	-14.9%
Apr-01	94.38	0.4%	-16.2%
May-01	94.53	0.2%	-17.0%
Jun-01	95.30	0.8%	-16.3%
Jul-01	92.71	-2.7%	-18.3%
Aug-01	92.71	0.0%	-16.7%
Sep-01	91.72	-1.1%	-17.6%
Oct-01	89.04	-2.9%	-18.6%
Nov-01	86.51	-2.8%	-16.7%
Dec-01	82.88	-4.2%	-18.1%
Jan-02	82.88	0.0%	-15.0%
Feb-02	82.88	0.0%	-11.6%
Mar-02	89.33	7.8%	-5.0%
Apr-02	91.16	2.0%	-3.4%
May-02	98.23	7.8%	3.9%
Jun-02	98.19	0.0%	3.0%
Jul-02	99.54	1.4%	7.4%
Aug-02	99.99	0.5%	7.9%
Sep-02	99.42	-0.6%	8.4%
Oct-02	102.07	2.7%	14.6%
Nov-02	105.01	2.9%	21.4%
Dec-02	107.39	2.3%	29.6%
Jan-03	108.27	0.8%	30.6%
Feb-03	108.72	0.4%	31.2%
Mar-03	110.12	1.3%	23.3%
Apr-03	107.30	-2.6%	17.7%
May-03	108.30	0.9%	10.3%
Jun-03	107.44	-0.8%	9.4%
Jul-03	104.62	-2.6%	5.1%
Aug-03	105.75	1.1%	5.8%
Sep-03	105.75	0.0%	6.4%
Oct-03	105.75	0.0%	3.6%
Nov-03	105.95	0.2%	0.9%
Dec-03	108.38	2.3%	0.9%
Jan-04	112.12	3.5%	3.6%
Feb-04	117.47	4.8%	8.0%
Mar-04	126.78	7.9%	15.1%
Apr-04	138.49	9.2%	29.1%
May-04	156.73	13.2%	44.7%
Jun-04	156.84	0.1%	46.0%
Jul-04	154.26	-1.6%	47.4%
Aug-04	155.89	1.1%	47.4%
Sep-04	165.97	6.5%	56.9%
Oct-04	168.18	1.3%	59.0%
Nov-04	166.45	-1.0%	57.1%
Dec-04	173.24	4.1%	59.8%
Jan-05	173.24	0.0%	54.5%
Feb-05	167.24	-3.5%	42.4%
Mar-05	165.62	-1.0%	30.6%
Apr-05	160.70	-3.0%	16.0%
May-05	155.45	-3.3%	-0.8%
Jun-05	145.82	-6.2%	-7.0%
Jul-05	134.62	-7.7%	-12.7%
Aug-05	129.83	-3.6%	-16.7%
Sep-05	134.18	3.4%	-19.2%

CRUspi Asia - index values

Date	Asia Index	Period on Period	Year on Year
Dec-00	74.29	-2.2%	-11.3%
Jan-01	71.04	-4.4%	-17.1%
Feb-01	70.62	-0.6%	-18.2%
Mar-01	73.68	4.3%	-16.2%
Apr-01	73.10	-0.8%	-17.1%
May-01	71.85	-1.7%	-18.9%
Jun-01	71.38	-0.7%	-18.4%
Jul-01	69.27	-2.9%	-17.9%
Aug-01	66.83	-3.5%	-14.4%
Sep-01	65.98	-1.3%	-15.1%
Oct-01	65.98	0.0%	-14.9%
Nov-01	64.17	-2.7%	-15.6%
Dec-01	62.93	-1.9%	-15.3%
Jan-02	63.47	0.9%	-10.6%
Feb-02	63.67	0.3%	-9.8%
Mar-02	67.15	5.5%	-8.9%
Apr-02	70.39	4.8%	-3.7%
May-02	75.08	6.7%	4.5%
Jun-02	82.70	10.2%	15.9%
Jul-02	83.27	0.7%	20.2%
Aug-02	84.80	1.8%	26.9%
Sep-02	88.78	4.7%	34.6%
Oct-02	88.58	-0.2%	34.3%
Nov-02	91.14	2.9%	42.0%
Dec-02	94.08	3.2%	49.5%
Jan-03	107.48	14.2%	69.3%
Feb-03	112.20	4.4%	76.2%
Mar-03	113.76	1.4%	69.4%
Apr-03	107.30	-5.7%	52.4%
May-03	100.42	-6.4%	33.8%
Jun-03	98.64	-1.8%	19.3%
Jul-03	101.34	2.7%	21.7%
Aug-03	102.83	1.5%	21.3%
Sep-03	104.97	2.1%	18.2%
Oct-03	107.65	2.6%	21.5%
Nov-03	110.76	2.9%	21.5%
Dec-03	114.44	3.3%	21.6%
Jan-04	126.17	10.2%	17.4%
Feb-04	142.42	12.9%	26.9%
Mar-04	159.94	12.3%	40.6%
Apr-04	156.03	-2.4%	45.4%
May-04	131.58	-15.7%	31.0%
Jun-04	129.53	-1.6%	31.3%
Jul-04	143.66	10.9%	41.8%
Aug-04	153.70	7.0%	49.5%
Sep-04	156.85	2.1%	49.4%
Oct-04	153.52	-2.1%	42.6%
Nov-04	158.17	3.0%	42.8%
Dec-04	157.26	-0.6%	37.4%
Jan-05	163.51	4.0%	29.6%
Feb-05	158.59	-3.0%	11.4%
Mar-05	159.09	0.3%	-0.5%
Apr-05	161.67	1.6%	3.6%
May-05	154.67	-4.3%	17.6%
Jun-05	136.89	-11.5%	5.7%
Jul-05	124.36	-9.2%	-13.4%
Aug-05	133.95	7.7%	-12.9%
Sep-05	138.64	3.5%	-11.6%

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUspi Stainless - index values

Date	Stainless Index	Period on Period	Year on Year
Apr-94	100.00		
May-94	102.57	2.6%	
jun-94	103.32	0.7%	
Jul-94	106.19	2.8%	
Aug-94	110.35	3.9%	
Sep-94	113.46	2.8%	
Oct-94	114.51	0.9%	
Nov-94	116.42	1.7%	
Dec-94	123.22	5.8%	
Jan-95	129.87	5.4%	
Feb-95	136.60	5.2%	
Mar-95	143.90	5.3%	
Apr-95	144.94	0.7%	44.9%
May-95	142.85	-1.4%	39.3%
Jun-95	141.55	-0.9%	37.0%
Jul-95	140.71	-0.6%	32.5%
Aug-95	139.49	-0.9%	26.4%
Sep-95	140.30	0.6%	23.7%
Oct-95	142.41	1.5%	24.4%
Nov-95	133.10	-6.5%	14.3%
Dec-95	126.15	-5.2%	2.4%
Jan-96	117.48	-6.9%	-9.5%
Feb-96	111.84	-4.8%	-18.1%
Mar-96	111.01	-0.7%	-22.9%
Apr-96	110.75	-0.2%	-23.6%
May-96	107.98	-2.5%	-24.4%
Jun-96	101.10	-6.4%	-28.6%
Jul-96	99.08	-2.0%	-29.6%
Aug-96	97.26	-1.8%	-30.3%
Sep-96	95.75	-1.6%	-31.8%
Oct-96	96.91	1.2%	-32.0%
Nov-96	98.05	1.2%	-26.3%
Dec-96	98.33	0.3%	-22.1%
Jan-97	97.85	-0.5%	-16.7%
Feb-97	97.69	-0.2%	-12.7%
Mar-97	100.74	3.1%	-9.3%
Apr-97	104.22	3.5%	-5.9%
May-97	106.34	2.0%	-1.5%
Jun-97	107.55	1.1%	6.4%
Jul-97	105.48	-1.9%	6.5%
Aug-97	105.11	-0.4%	8.1%
Sep-97	104.51	-0.6%	9.1%
Oct-97	103.80	-0.7%	7.1%
Nov-97	101.41	-2.3%	3.4%
Dec-97	100.63	-0.8%	2.3%
Jan-98	99.06	-1.6%	1.2%
Feb-98	97.70	-1.4%	0.0%
Mar-98	95.36	-2.4%	-5.3%
Apr-98	93.70	-1.7%	-10.1%
May-98	92.17	-1.6%	-13.3%
Jun-98	90.20	-2.1%	-16.1%
Jul-98	87.12	-3.4%	-17.4%
Aug-98	84.52	-3.0%	-19.6%
Sep-98	83.66	-1.0%	-19.9%
Oct-98	82.97	-0.8%	-20.1%
Nov-98	81.17	-2.2%	-20.0%
Dec-98	79.46	-2.1%	-21.0%
Jan-99	79.48	0.0%	-19.8%
Feb-99	79.92	0.6%	-18.2%
Mar-99	80.46	0.7%	-15.6%
Apr-99	82.02	1.9%	-12.5%
May-99	83.19	1.4%	-9.7%
Jun-99	84.08	1.1%	-6.8%
Jul-99	84.98	1.1%	-2.5%
Aug-99	87.09	2.5%	3.0%
Sep-99	89.79	3.1%	7.3%
Oct-99	94.20	4.9%	13.5%
Nov-99	96.69	2.6%	19.1%
Dec-99	97.76	1.1%	23.0%
Jan-00	102.82	5.2%	29.4%
Feb-00	107.37	4.4%	34.3%
Mar-00	109.02	1.5%	35.5%
Apr-00	114.42	5.0%	39.5%
May-00	118.18	3.3%	42.1%
Jun-00	118.77	0.5%	41.3%
Jul-00	120.83	1.7%	42.2%
Aug-00	117.29	-2.9%	34.7%
Sep-00	114.53	-2.4%	27.6%
Oct-00	111.98	-2.2%	18.9%
Nov-00	111.70	-0.2%	15.5%

CRUspi Metallics - index values

Date	Metallics Index	Period on Period	Year on Year
Jan-97	100.00		
Feb-97	101.19	1.2%	
Mar-97	101.81	0.6%	
Apr-97	100.79	-1.0%	
May-97	104.98	4.2%	
Jun-97	106.46	1.4%	
Jul-97	108.97	2.4%	
Aug-97	108.12	-0.8%	
Sep-97	106.26	-1.7%	
Oct-97	106.27	0.0%	
Nov-97	109.01	2.6%	
Dec-97	109.75	0.7%	
Jan-98	110.41	0.6%	10.4%
Feb-98	108.60	-1.6%	7.3%
Mar-98	103.65	-4.6%	1.8%
Apr-98	99.33	-4.2%	-1.4%
May-98	97.38	-2.0%	-7.2%
Jun-98	98.67	1.3%	-7.3%
Jul-98	96.52	-2.2%	-11.4%
Aug-98	89.80	-7.0%	-16.9%
Sep-98	80.86	-10.0%	-23.9%
Oct-98	71.84	-11.2%	-32.4%
Nov-98	67.64	-5.9%	-38.0%
Dec-98	65.02	-3.9%	-40.8%
Jan-99	69.48	6.9%	-37.1%
Feb-99	70.99	2.2%	-34.6%
Mar-99	67.10	-5.5%	-35.3%
Apr-99	67.71	0.9%	-31.8%
May-99	71.74	5.9%	-26.3%
Jun-99	74.62	4.0%	-24.4%
Jul-99	74.68	0.1%	-22.6%
Aug-99	76.57	2.5%	-14.7%
Sep-99	75.21	-1.8%	-7.0%
Oct-99	75.62	0.5%	5.3%
Nov-99	78.30	3.5%	15.8%
Dec-99	83.49	6.6%	28.4%
Jan-00	88.99	6.6%	28.1%
Feb-00	85.07	-4.4%	19.8%
Mar-00	84.44	-0.7%	25.8%
Apr-00	84.94	0.6%	25.4%
May-00	83.12	-2.1%	15.9%
Jun-00	79.31	-4.6%	6.3%
Jul-00	75.86	-4.3%	1.6%
Aug-00	76.40	0.7%	-0.2%
Sep-00	77.84	1.9%	3.5%
Oct-00	78.11	0.3%	3.3%
Nov-00	75.45	-3.4%	-3.6%
Dec-00	77.31	2.5%	-7.4%
Jan-01	79.37	2.7%	-10.8%
Feb-01	73.25	-7.7%	-13.9%
Mar-01	72.96	-0.4%	-13.6%
Apr-01	74.36	1.9%	-12.5%
May-01	73.43	-1.2%	-11.7%
Jun-01	72.95	-0.7%	-8.0%
Jul-01	73.48	0.7%	-3.1%
Aug-01	72.93	-0.8%	-4.5%
Sep-01	74.28	1.9%	-4.6%
Oct-01	72.23	-2.8%	-7.5%
Nov-01	68.16	-5.6%	-9.7%
Dec-01	68.45	0.4%	-11.5%
Jan-02	73.09	6.8%	-7.9%
Feb-02	75.44	3.2%	3.0%
Mar-02	77.29	2.4%	5.9%
Apr-02	86.47	11.9%	16.3%
May-02	89.92	4.0%	22.5%
Jun-02	91.98	2.3%	26.1%
Jul-02	92.61	0.7%	26.0%
Aug-02	91.90	-0.8%	26.0%
Sep-02	91.28	-0.7%	22.9%
Oct-02	93.05	1.9%	28.8%
Nov-02	93.75	0.8%	37.5%
Dec-02	96.95	3.4%	41.6%
Jan-03	106.87	10.2%	46.2%
Feb-03	116.08	8.6%	53.9%
Mar-03	120.09	3.5%	55.4%
Apr-03	114.65	-4.5%	32.6%
May-03	105.09	-8.3%	16.9%
Jun-03	98.43	-6.3%	7.0%
Jul-03	105.23	6.9%	13.6%
Aug-03	112.61	7.0%	22.5%

Anexo III - Índices de preço do aço no mercado exterior

CRUsipi Stainless - index values

Date	Stainless Index	Period on Period	Year on Year
Dec-00	106.37	-4.8%	8.8%
Jan-01	101.87	-4.2%	-0.9%
Feb-01	98.05	-3.8%	-8.7%
Mar-01	93.22	-4.9%	-14.5%
Apr-01	92.38	-0.9%	-19.3%
May-01	92.30	-0.1%	-21.9%
Jun-01	93.43	1.2%	-21.3%
Jul-01	94.00	0.6%	-22.2%
Aug-01	93.80	-0.2%	-20.0%
Sep-01	91.66	-2.3%	-20.0%
Oct-01	86.06	-6.1%	-23.2%
Nov-01	83.73	-2.7%	-25.0%
Dec-01	82.60	-1.3%	-22.3%
Jan-02	82.89	0.4%	-18.6%
Feb-02	84.11	1.5%	-14.2%
Mar-02	87.37	3.9%	-6.3%
Apr-02	90.59	3.7%	-1.9%
May-02	93.50	3.2%	1.3%
Jun-02	96.59	3.3%	3.4%
Jul-02	97.10	0.5%	3.3%
Aug-02	97.51	0.4%	4.0%
Sep-02	97.16	-0.4%	6.0%
Oct-02	95.11	-2.1%	10.5%
Nov-02	93.38	-1.8%	11.5%
Dec-02	93.61	0.2%	13.3%
Jan-03	94.48	0.9%	14.0%
Feb-03	95.27	0.8%	13.3%
Mar-03	97.54	2.4%	11.7%
Apr-03	98.96	1.5%	9.3%
May-03	97.38	-1.6%	4.2%
Jun-03	95.88	-1.5%	-0.7%
Jul-03	95.81	-0.1%	-1.3%
Aug-03	96.83	1.1%	-0.7%
Sep-03	97.66	0.9%	0.5%
Oct-03	100.30	2.7%	5.5%
Nov-03	104.08	3.8%	11.5%
Dec-03	107.03	2.8%	14.3%
Jan-04	110.71	3.4%	17.2%
Feb-04	117.07	5.7%	22.9%
Mar-04	124.62	6.4%	27.8%
Apr-04	128.65	3.2%	30.0%
May-04	131.63	2.3%	35.2%
Jun-04	129.96	-1.3%	35.5%
Jul-04	127.44	-1.9%	33.0%
Aug-04	130.44	2.4%	34.7%
Sep-04	135.31	3.7%	38.6%
Oct-04	136.14	0.6%	35.7%
Nov-04	137.75	1.2%	32.4%
Dec-04	138.33	0.4%	29.2%
Jan-05	138.05	-0.2%	24.7%
Feb-05	133.92	-3.0%	14.4%
Mar-05	133.22	-0.5%	6.9%
Apr-05	132.56	-0.5%	3.0%
May-05	131.86	-0.5%	0.2%
Jun-05	131.02	-0.6%	0.8%
Jul-05	131.16	0.1%	2.9%
Aug-05	128.66	-1.9%	-1.4%
Sep-05	126.95	-1.3%	-6.2%

CRUsipi Metallics - index values

Date	Metallics Index	Period on Period	Year on Year
Sep-03	121.45	7.8%	33.0%
Oct-03	122.42	0.8%	31.6%
Nov-03	127.52	4.2%	36.0%
Dec-03	138.75	8.8%	43.1%
Jan-04	163.47	17.8%	53.0%
Feb-04	189.31	15.8%	63.1%
Mar-04	204.11	7.8%	70.0%
Apr-04	186.23	-8.8%	62.4%
May-04	166.44	-10.6%	58.4%
Jun-04	150.93	-9.3%	53.3%
Jul-04	190.19	26.0%	80.7%
Aug-04	218.39	14.8%	93.9%
Sep-04	197.41	-9.6%	62.5%
Oct-04	226.72	14.8%	85.2%
Nov-04	224.36	-1.0%	75.9%
Dec-04	201.05	-10.4%	44.9%
Jan-05	193.65	-3.7%	18.5%
Feb-05	189.14	-2.3%	-0.1%
Mar-05	188.07	-0.6%	-7.9%
Apr-05	192.93	2.6%	3.6%
May-05	168.55	-12.6%	1.3%
Jun-05	134.12	-20.4%	-11.1%
Jul-05	145.75	8.7%	-23.4%
Aug-05	165.02	13.2%	-24.4%
Sep-05	196.18	18.9%	-0.6%

Anexo IV**Séries históricas do preço do aço no exterior (séries 1A e 1B)**

Anexo IV - Séries históricas do preço do aço no exterior

Série 1A

Fonte : CRUspi (www.cruspi.com)

Flats - index values

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
abr/94	100,000	mai/98	93,120	jun/02	95,120
mai/94	100,870	jun/98	92,250	jul/02	94,850
jun/94	101,860	jul/98	90,620	ago/02	94,270
jul/94	103,890	ago/98	89,140	set/02	97,560
ago/94	104,820	set/98	85,860	out/02	98,340
set/94	107,550	out/98	83,800	nov/02	98,710
out/94	111,400	nov/98	80,990	dez/02	99,620
nov/94	113,510	dez/98	78,560	jan/03	103,000
dez/94	115,680	jan/99	76,690	fev/03	104,830
jan/95	116,880	fev/99	76,970	mar/03	104,570
fev/95	119,040	mar/99	78,140	abr/03	100,380
mar/95	121,690	abr/99	80,040	mai/03	95,870
abr/95	123,940	mai/99	80,560	jun/03	93,650
mai/95	122,950	jun/99	81,450	jul/03	95,010
jun/95	120,900	jul/99	82,680	ago/03	95,460
jul/95	119,320	ago/99	84,180	set/03	96,870
ago/95	117,830	set/99	87,060	out/03	97,680
set/95	116,890	out/99	88,580	nov/03	98,700
out/95	107,610	nov/99	93,270	dez/03	104,170
nov/95	107,190	dez/99	93,570	jan/04	115,000
dez/95	102,110	jan/00	95,260	fev/04	122,770
jan/96	100,790	fev/00	98,510	mar/04	141,270
fev/96	101,530	mar/00	100,190	abr/04	140,230
mar/96	98,990	abr/00	101,850	mai/04	144,800
abr/96	99,860	mai/00	101,170	jun/04	146,350
mai/96	98,940	jun/00	100,970	jul/04	157,660
jun/96	98,440	jul/00	98,340	ago/04	163,320
jul/96	97,500	ago/00	93,110	set/04	170,480
ago/96	98,140	set/00	90,540	out/04	169,320
set/96	98,440	out/00	87,430	nov/04	168,870
out/96	99,470	nov/00	84,270	dez/04	172,170
nov/96	99,480	dez/00	82,060	jan/05	178,820
dez/96	100,200	jan/01	77,560	fev/05	170,380
jan/97	100,130	fev/01	75,410	mar/05	169,120
fev/97	99,640	mar/01	77,840	abr/05	162,200
mar/97	100,320	abr/01	77,450	mai/05	156,060
abr/97	101,480	mai/01	76,620	jun/05	142,900
mai/97	103,440	jun/01	76,950	jul/05	126,980
jun/97	103,950	jul/01	74,740	ago/05	126,620
jul/97	104,000	ago/01	73,190	set/05	135,830
ago/97	103,320	set/01	71,630		
set/97	102,170	out/01	69,470		
out/97	103,110	nov/01	67,390		
nov/97	102,960	dez/01	65,620		
dez/97	99,700	jan/02	67,680		
jan/98	99,250	fev/02	68,150		
fev/98	99,430	mar/02	73,960		
mar/98	97,070	abr/02	79,320		
abr/98	96,380	mai/02	90,600		

Anexo IV - Séries históricas do preço do aço no exterior

Série 1B

Fonte : BLS (Bureau of Labor Statistics) - www.bls.gov
Metals and metal products - Iron and steel

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
jul/69	31,600	ago/73	40,100	set/77	69,600
ago/69	32,100	set/73	40,300	out/77	69,100
set/69	32,200	out/73	40,900	nov/77	68,900
out/69	32,400	nov/73	41,800	dez/77	69,500
nov/69	32,400	dez/73	42,000	jan/78	70,200
dez/69	32,500	jan/74	42,700	fev/78	72,200
jan/70	32,700	fev/74	43,900	mar/78	73,000
fev/70	33,300	mar/74	46,500	abr/78	74,300
mar/70	33,500	abr/74	48,600	mai/78	74,300
abr/70	33,400	mai/74	49,900	jun/78	74,500
mai/70	33,900	jun/74	52,500	jul/78	74,900
jun/70	34,300	jul/74	56,200	ago/78	76,300
jul/70	34,300	ago/74	57,700	set/78	76,300
ago/70	34,200	set/74	58,400	out/78	76,700
set/70	34,400	out/74	58,700	nov/78	77,200
out/70	34,600	nov/74	58,900	dez/78	77,600
nov/70	34,300	dez/74	58,000	jan/79	80,300
dez/70	34,300	jan/75	58,800	fev/79	81,100
jan/71	34,600	fev/75	59,100	mar/79	82,600
fev/71	34,800	mar/75	59,200	abr/79	82,600
mar/71	34,800	abr/75	59,300	mai/79	82,400
abr/71	34,900	mai/75	59,200	jun/79	83,500
mai/71	35,400	jun/75	58,800	jul/79	84,600
jun/71	35,500	jul/75	58,200	ago/79	84,400
jul/71	36,000	ago/75	58,500	set/79	84,200
ago/71	37,000	set/75	59,100	out/79	85,300
set/71	37,100	out/75	60,400	nov/79	86,100
out/71	37,100	nov/75	60,200	dez/79	86,400
nov/71	37,000	dez/75	60,300	jan/80	87,700
dez/71	37,000	jan/76	60,800	fev/80	88,600
jan/72	37,400	fev/76	61,800	mar/80	89,000
fev/72	37,800	mar/76	62,400	abr/80	90,600
mar/72	37,900	abr/76	62,900	mai/80	89,900
abr/72	37,800	mai/76	62,900	jun/80	89,500
mai/72	37,800	jun/76	64,400	jul/80	88,700
jun/72	37,800	jul/76	64,900	ago/80	89,300
jul/72	37,800	ago/76	64,900	set/80	89,800
ago/72	37,900	set/76	64,500	out/80	91,600
set/72	38,000	out/76	64,500	nov/80	92,200
out/72	38,000	nov/76	64,600	dez/80	93,300
nov/72	38,100	dez/76	65,700	jan/81	95,300
dez/72	38,200	jan/77	66,100	fev/81	95,300
jan/73	38,900	fev/77	66,300	mar/81	96,800
fev/73	39,200	mar/77	67,100	abr/81	97,600
mar/73	39,300	abr/77	67,300	mai/81	97,500
abr/73	39,500	mai/77	67,200	jun/81	97,400
mai/73	39,900	jun/77	66,900	jul/81	99,900
jun/73	40,100	jul/77	68,500	ago/81	100,300
jul/73	40,100	ago/77	68,800	set/81	100,200

Anexo IV - Séries históricas do preço do aço no exterior

Série 1B

Fonte : BLS (Bureau of Labor Statistics) - www.bls.gov

Metals and metal products - Iron and steel

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
out/81	100,700	nov/85	104,100	dez/89	116,500
nov/81	100,300	dez/85	104,100	jan/90	116,700
dez/81	100,300	jan/86	101,000	fev/90	116,200
jan/82	101,200	fev/86	101,100	mar/90	116,500
fev/82	101,100	mar/86	100,800	abr/90	117,100
mar/82	101,000	abr/86	101,000	mai/90	117,900
abr/82	101,100	mai/86	101,200	jun/90	117,400
mai/82	100,700	jun/86	101,100	jul/90	117,500
jun/82	99,800	jul/86	101,100	ago/90	118,200
jul/82	99,500	ago/86	101,200	set/90	117,900
ago/82	99,400	set/86	101,400	out/90	117,500
set/82	99,300	out/86	101,400	nov/90	116,900
out/82	99,600	nov/86	101,300	dez/90	116,800
nov/82	99,100	dez/86	101,300	jan/91	117,000
dez/82	98,200	jan/87	102,000	fev/91	116,600
jan/83	98,300	fev/87	102,300	mar/91	115,800
fev/83	100,300	mar/87	101,900	abr/91	115,400
mar/83	100,800	abr/87	101,900	mai/91	114,500
abr/83	100,700	mai/87	102,200	jun/91	113,500
mai/83	100,600	jun/87	102,500	jul/91	113,300
jun/83	100,700	jul/87	103,100	ago/91	113,000
jul/83	100,900	ago/87	103,700	set/91	112,800
ago/83	101,200	set/87	105,400	out/91	112,400
set/83	102,700	out/87	109,500	nov/91	112,300
out/83	102,800	nov/87	110,400	dez/91	112,300
nov/83	103,100	dez/87	109,900	jan/92	112,100
dez/83	103,500	jan/88	110,900	fev/92	112,300
jan/84	104,400	fev/88	113,000	mar/92	112,700
fev/84	105,100	mar/88	113,600	abr/92	112,300
mar/84	105,100	abr/88	114,800	mai/92	112,200
abr/84	105,100	mai/88	115,000	jun/92	111,400
mai/84	105,400	jun/88	114,900	jul/92	111,400
jun/84	105,300	jul/88	117,000	ago/92	111,200
jul/84	105,400	ago/88	118,000	set/92	111,000
ago/84	105,400	set/88	117,400	out/92	110,300
set/84	105,600	out/88	118,300	nov/92	110,100
out/84	105,700	nov/88	117,600	dez/92	110,600
nov/84	105,500	dez/88	117,600	jan/93	111,900
dez/84	105,300	jan/89	119,700	fev/93	113,100
jan/85	105,300	fev/89	120,600	mar/93	113,400
fev/85	105,400	mar/89	120,700	abr/93	113,500
mar/85	105,500	abr/89	120,800	mai/93	114,200
abr/85	105,400	mai/89	120,600	jun/93	115,600
mai/85	105,000	jun/89	119,800	jul/93	116,500
jun/85	104,600	jul/89	119,000	ago/93	116,700
jul/85	104,500	ago/89	118,400	set/93	117,300
ago/85	104,600	set/89	118,100	out/93	119,000
set/85	104,600	out/89	117,800	nov/93	119,900
out/85	104,500	nov/89	116,900	dez/93	120,800

Anexo IV - Séries históricas do preço do aço no exterior

Série 1B

Fonte : BLS (Bureau of Labor Statistics) - www.bls.gov
Metals and metal products - Iron and steel

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
jan/94	121,300	fev/98	126,600	mar/02	109,000
fev/94	122,000	mar/98	125,700	abr/02	110,800
mar/94	121,800	abr/98	125,500	mai/02	112,900
abr/94	121,400	mai/98	125,300	jun/02	114,700
mai/94	120,600	jun/98	125,000	jul/02	115,900
jun/94	118,800	jul/98	124,200	ago/02	117,000
jul/94	120,400	ago/98	122,600	set/02	118,600
ago/94	122,300	set/98	120,500	out/02	118,900
set/94	123,100	out/98	117,600	nov/02	118,200
out/94	123,100	nov/98	115,600	dez/02	117,900
nov/94	124,100	dez/98	114,500	jan/03	118,600
dez/94	124,700	jan/99	113,900	fev/03	120,100
jan/95	127,200	fev/99	113,800	mar/03	120,700
fev/95	128,400	mar/99	112,900	abr/03	120,700
mar/95	129,100	abr/99	112,800	mai/03	119,800
abr/95	129,800	mai/99	113,100	jun/03	119,200
mai/95	129,900	jun/99	113,800	jul/03	119,400
jun/95	129,700	jul/99	113,400	ago/03	120,800
jul/95	129,900	ago/99	114,000	set/03	122,000
ago/95	130,400	set/99	113,900	out/03	123,200
set/95	129,400	out/99	114,300	nov/03	125,000
out/95	128,400	nov/99	115,500	dez/03	128,400
nov/95	126,900	dez/99	117,100	jan/04	134,000
dez/95	126,600	jan/00	118,300	fev/04	143,600
jan/96	127,000	fev/00	118,200	mar/04	150,300
fev/96	126,300	mar/00	118,400	abr/04	154,400
mar/96	125,700	abr/00	119,000	mai/04	155,300
abr/96	125,900	mai/00	118,400	jun/04	155,200
mai/96	126,300	jun/00	117,600	jul/04	166,000
jun/96	126,200	jul/00	117,100	ago/04	174,200
jul/96	125,800	ago/00	116,200	set/04	174,000
ago/96	126,200	set/00	116,100	out/04	178,900
set/96	126,400	out/00	114,700	nov/04	182,400
out/96	125,500	nov/00	112,800	dez/04	180,600
nov/96	124,300	dez/00	112,400	jan/05	181,200
dez/96	124,200	jan/01	112,100	fev/05	179,800
jan/97	125,500	fev/01	110,600	mar/05	176,400
fev/97	126,600	mar/01	110,600	abr/05	176,900
mar/97	126,200	abr/01	110,200	mai/05	170,700
abr/97	125,800	mai/01	109,900	jun/05	162,000
mai/97	126,000	jun/01	109,700	jul/05	160,000
jun/97	126,100	jul/01	110,000	ago/05	161,800
jul/97	126,700	ago/01	109,900	set/05	169,200
ago/97	126,800	set/01	109,600	out/05	168,000
set/97	126,800	out/01	108,600	nov/05	175,100
out/97	126,800	nov/01	107,600	dez/05	174,000
nov/97	127,200	dez/01	107,300	jan/06	172,300
dez/97	127,000	jan/02	107,100	fev/06	175,400
jan/98	127,000	fev/02	107,700		

Anexo V**Séries históricas do preço do aço no Brasil (séries 2A e 2B)**

Anexo V - Séries históricas do preço do aço no Brasil

Série 2A

Fonte : IBS (Instituto Brasileiro de Siderurgia) (www.fazenda.gov.br)

Aços planos não revestidos

Data	Índice	Data	Índice
jan/00	100,000	fev/04	214,160
fev/00	100,000	mar/04	216,780
mar/00	100,000	abr/04	226,400
abr/00	100,000	mai/04	247,200
mai/00	105,420	jun/04	243,010
jun/00	110,140	jul/04	269,230
jul/00	110,660	ago/04	291,960
ago/00	111,710	set/04	293,710
set/00	112,240	out/04	318,180
out/00	110,840	nov/04	328,670
nov/00	111,890	dez/04	332,170
dez/00	111,890	jan/05	342,480
jan/01	114,340	fev/05	353,320
fev/01	114,340	mar/05	352,270
mar/01	113,110	abr/05	351,570
abr/01	114,860	mai/05	352,450
mai/01	114,340	jun/05	349,300
jun/01	115,730	jul/05	344,230
jul/01	122,200	ago/05	334,270
ago/01	125,350	set/05	324,830
set/01	125,700	out/05	308,570
out/01	128,150		
nov/01	126,750		
dez/01	125,700		
jan/02	124,300		
fev/02	127,970		
mar/02	129,900		
abr/02	130,940		
mai/02	131,640		
jun/02	133,040		
jul/02	135,840		
ago/02	136,540		
set/02	147,900		
out/02	155,770		
nov/02	163,990		
dez/02	172,730		
jan/03	180,420		
fev/03	190,730		
mar/03	192,310		
abr/03	194,580		
mai/03	196,500		
jun/03	192,660		
jul/03	193,530		
ago/03	194,930		
set/03	193,010		
out/03	192,130		
nov/03	189,160		
dez/03	190,210		
jan/04	205,070		

Anexo V - Séries históricas do preço do aço no Brasil

Série 2B

Fonte : IBRE - Fundação Getúlio Vargas
IPA-OG[32] - Ferro, Aço e Derivados - FGV

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
jul/69	75,807	ago/73	97,230	set/77	127,922
ago/69	75,030	set/73	98,828	out/77	130,811
set/69	75,030	out/73	101,902	nov/77	130,610
out/69	73,757	nov/73	102,083	dez/77	129,064
nov/69	72,450	dez/73	100,180	jan/78	128,929
dez/69	71,780	jan/74	101,609	fev/78	129,399
jan/70	77,056	fev/74	106,307	mar/78	132,288
fev/70	76,335	mar/74	111,768	abr/78	130,994
mar/70	74,975	abr/74	116,141	mai/78	130,994
abr/70	75,740	mai/74	119,021	jun/78	130,008
mai/70	80,745	jun/74	113,006	jul/78	129,002
jun/70	82,132	jul/74	114,877	ago/78	126,762
jul/70	81,158	ago/74	119,721	set/78	125,544
ago/70	86,342	set/74	123,951	out/78	132,766
set/70	86,157	out/74	127,396	nov/78	135,488
out/70	86,704	nov/74	126,014	dez/78	132,025
nov/70	84,679	dez/74	131,317	jan/79	129,756
dez/70	83,196	jan/75	130,659	fev/79	127,808
jan/71	83,196	fev/75	130,884	mar/79	133,787
fev/71	84,440	mar/75	129,147	abr/79	133,971
mar/71	83,961	abr/75	128,476	mai/79	125,341
abr/71	85,270	mai/75	134,925	jun/79	126,544
mai/71	84,236	jun/75	134,342	jul/79	125,985
jun/71	82,790	jul/75	134,314	ago/79	130,558
jul/71	82,841	ago/75	130,732	set/79	127,129
ago/71	82,901	set/75	130,931	out/79	126,216
set/71	83,745	out/75	127,744	nov/79	123,691
out/71	83,896	nov/75	129,876	dez/79	96,387
nov/71	82,053	dez/75	129,772	jan/80	94,766
dez/71	82,005	jan/76	128,262	fev/80	92,959
jan/72	80,452	fev/76	126,542	mar/80	98,736
fev/72	81,454	mar/76	120,671	abr/80	100,484
mar/72	83,193	abr/76	121,766	mai/80	105,713
abr/72	83,983	mai/76	121,554	jun/80	105,937
mai/72	84,082	jun/76	121,471	jul/80	109,504
jun/72	84,337	jul/76	121,514	ago/80	108,481
jul/72	84,366	ago/76	121,760	set/80	112,956
ago/72	85,896	set/76	127,919	out/80	118,444
set/72	85,877	out/76	124,437	nov/80	122,602
out/72	85,793	nov/76	124,199	dez/80	124,061
nov/72	85,420	dez/76	121,904	jan/81	123,086
dez/72	84,726	jan/77	121,913	fev/81	130,106
jan/73	85,070	fev/77	126,828	mar/81	129,259
fev/73	89,537	mar/77	128,964	abr/81	125,621
mar/73	92,040	abr/77	131,436	mai/81	123,211
abr/73	92,436	mai/77	127,391	jun/81	120,576
mai/73	93,182	jun/77	124,993	jul/81	114,337
jun/73	94,169	jul/77	123,664	ago/81	120,679
jul/73	94,322	ago/77	121,491	set/81	116,846

Anexo V - Séries históricas do preço do aço no Brasil

Série 2B

Fonte : IBRE - Fundação Getúlio Vargas
IPA-OG[32] - Ferro, Aço e Derivados - FGV

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
out/81	114,582	nov/85	59,989	dez/89	84,586
nov/81	113,384	dez/85	60,595	jan/90	89,210
dez/81	118,380	jan/86	59,162	fev/90	87,504
jan/82	117,291	fev/86	55,561	mar/90	117,112
fev/82	124,808	mar/86	58,420	abr/90	105,887
mar/82	124,649	abr/86	57,554	mai/90	98,281
abr/82	121,723	mai/86	57,550	jun/90	91,146
mai/82	122,161	jun/86	57,550	jul/90	85,667
jun/82	120,751	jul/86	57,550	ago/90	89,462
jul/82	117,661	ago/86	57,588	set/90	84,530
ago/82	112,541	set/86	57,652	out/90	77,691
set/82	113,674	out/86	56,940	nov/90	67,314
out/82	114,181	nov/86	56,542	dez/90	71,236
nov/82	108,719	dez/86	55,403	jan/91	70,724
dez/82	103,170	jan/87	57,704	fev/91	75,983
jan/83	99,679	fev/87	58,719	mar/91	71,582
fev/83	73,300	mar/87	57,535	abr/91	68,018
mar/83	71,815	abr/87	63,362	mai/91	64,972
abr/83	68,281	mai/87	58,831	jun/91	66,111
mai/83	68,960	jun/87	61,868	jul/91	68,341
jun/83	69,515	jul/87	59,126	ago/91	70,328
jul/83	65,023	ago/87	57,635	set/91	71,542
ago/83	64,909	set/87	58,362	out/91	66,332
set/83	67,889	out/87	58,062	nov/91	67,789
out/83	64,165	nov/87	59,398	dez/91	68,361
nov/83	65,950	dez/87	62,512	jan/92	73,711
dez/83	68,257	jan/88	67,639	fev/92	77,475
jan/84	70,831	fev/88	68,760	mar/92	78,927
fev/84	66,592	mar/88	68,241	abr/92	78,018
mar/84	67,165	abr/88	66,623	mai/92	79,245
abr/84	65,981	mai/88	68,067	jun/92	80,142
mai/84	61,963	jun/88	66,419	jul/92	80,020
jun/84	68,052	jul/88	66,187	ago/92	79,612
jul/84	62,773	ago/88	65,223	set/92	79,585
ago/84	64,294	set/88	65,054	out/92	78,580
set/84	60,012	out/88	64,349	nov/92	77,923
out/84	65,077	nov/88	65,693	dez/92	78,151
nov/84	60,716	dez/88	64,818	jan/93	79,176
dez/84	63,380	jan/89	66,496	fev/93	80,327
jan/85	61,199	fev/89	77,675	mar/93	85,383
fev/85	58,684	mar/89	78,065	abr/93	83,955
mar/85	66,161	abr/89	75,308	mai/93	84,363
abr/85	60,361	mai/89	69,897	jun/93	85,710
mai/85	55,757	jun/89	67,118	jul/93	84,575
jun/85	53,877	jul/89	68,116	ago/93	84,038
jul/85	55,365	ago/89	77,540	set/93	82,660
ago/85	54,813	set/89	86,201	out/93	82,501
set/85	56,361	out/89	92,832	nov/93	84,005
out/85	57,311	nov/89	91,009	dez/93	82,464

Anexo V - Séries históricas do preço do aço no Brasil

Série 2B

Fonte : IBRE - Fundação Getúlio Vargas
IPA-OG[32] - Ferro, Aço e Derivados - FGV

Data	Índice	Data	Índice	Data	Índice
jan/94	82,206	fev/98	113,490	mar/02	90,454
fev/94	86,963	mar/98	112,969	abr/02	89,706
mar/94	89,000	abr/98	112,105	mai/02	84,609
abr/94	85,959	mai/98	111,372	jun/02	75,961
mai/94	83,555	jun/98	110,749	jul/02	64,207
jun/94	82,387	jul/98	109,766	ago/02	74,915
jul/94	107,441	ago/98	107,964	set/02	60,456
ago/94	112,486	set/98	106,712	out/02	67,686
set/94	116,982	out/98	105,717	nov/02	74,513
out/94	116,324	nov/98	104,626	dez/02	80,651
nov/94	116,401	dez/98	103,760	jan/03	83,557
dez/94	117,854	jan/99	63,902	fev/03	83,986
jan/95	119,842	fev/99	64,657	mar/03	91,431
fev/95	120,256	mar/99	80,547	abr/03	108,741
mar/95	116,977	abr/99	84,803	mai/03	106,562
abr/95	122,377	mai/99	82,123	jun/03	109,281
mai/95	127,517	jun/99	80,385	jul/03	105,140
jun/95	128,957	jul/99	80,790	ago/03	105,757
jul/95	127,369	ago/99	76,945	set/03	107,042
ago/95	125,148	set/99	79,512	out/03	109,497
set/95	123,398	out/99	79,390	nov/03	106,618
out/95	122,635	nov/99	82,175	dez/03	109,405
nov/95	121,755	dez/99	89,487	jan/04	112,884
dez/95	120,808	jan/00	90,596	fev/04	117,565
jan/96	119,843	fev/00	93,670	mar/04	122,195
fev/96	119,870	mar/00	94,915	abr/04	126,495
mar/96	119,447	abr/00	92,303	mai/04	123,172
abr/96	118,680	mai/00	95,212	jun/04	126,600
mai/96	118,347	jun/00	97,469	jul/04	136,142
jun/96	118,528	jul/00	99,280	ago/04	151,646
jul/96	117,842	ago/00	96,441	set/04	160,120
ago/96	119,412	set/00	95,963	out/04	172,064
set/96	119,408	out/00	92,768	nov/04	181,879
out/96	118,526	nov/00	90,837	dez/04	187,749
nov/96	117,850	dez/00	90,986	jan/05	192,705
dez/96	117,599	jan/01	89,939	fev/05	196,706
jan/97	116,981	fev/01	86,893	mar/05	191,479
fev/97	117,186	mar/01	82,630	abr/05	201,742
mar/97	116,374	abr/01	82,470	mai/05	211,107
abr/97	116,361	mai/01	76,754	jun/05	213,436
mai/97	116,416	jun/01	82,349	jul/05	205,389
jun/97	116,057	jul/01	79,695	ago/05	203,099
jul/97	118,399	ago/01	76,970	set/05	214,379
ago/97	118,040	set/01	73,783	out/05	209,854
set/97	117,463	out/01	73,908	nov/05	211,635
out/97	117,077	nov/01	79,709	dez/05	197,398
nov/97	116,331	dez/01	86,151	jan/06	207,124
dez/97	115,280	jan/02	85,308	fev/06	214,729
jan/98	114,125	fev/02	88,785		

Anexo VI

Resultados dos testes e modelos

Quadro 1 - Teste de raiz unitária da Série 1B (Teste ADF)

Null Hypothesis: SERIE_1B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.016702	0.5901
Test critical values: 1% level	-3.979246	
5% level	-3.420163	
10% level	-3.132740	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SERIE_1B)

Method: Least Squares

Date: 04/27/06 Time: 21:50

Sample(adjusted): 1969:11 2006:02

Included observations: 436 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIE_1B(-1)	-0.008761	0.004344	-2.016702	0.0443
D(SERIE_1B(-1))	0.429394	0.047858	8.972162	0.0000
D(SERIE_1B(-2))	0.001440	0.052445	0.027460	0.9781
D(SERIE_1B(-3))	0.170943	0.048254	3.542544	0.0004
C	0.508243	0.235215	2.160761	0.0313
@TREND(1969:07)	0.002233	0.001142	1.955942	0.0511
R-squared	0.252367	Mean dependent var		0.327982
Adjusted R-squared	0.243673	S.D. dependent var		1.464255
S.E. of regression	1.273419	Akaike info criterion		3.334954
Sum squared resid	697.2867	Schwarz criterion		3.391069
Log likelihood	-721.0201	F-statistic		29.02965
Durbin-Watson stat	1.982718	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 2 - Teste de raiz unitária da Série 1B (Teste KPSS)

Null Hypothesis: SERIE_1B is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 16 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.358641
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	203.1316
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3095.702

KPSS Test Equation

Dependent Variable: SERIE_1B

Method: Least Squares

Date: 04/27/06 Time: 21:43

Sample: 1969:07 2006:02

Included observations: 440

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	46.15937	1.359696	33.94830	0.0000
@TREND(1969:07)	0.240625	0.005362	44.87973	0.0000
R-squared	0.821384	Mean dependent var	98.97659	
Adjusted R-squared	0.820976	S.D. dependent var	33.76159	
S.E. of regression	14.28493	Akaike info criterion	8.160822	
Sum squared resid	89377.91	Schwarz criterion	8.179398	
Log likelihood	-1793.381	F-statistic	2014.190	
Durbin-Watson stat	0.010473	Prob(F-statistic)	0.000000	

Quadro 3 - Teste de raiz unitária da Série 2B (Teste ADF)

Null Hypothesis: SERIE_2B has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.037260	0.9966
Test critical values: 1% level	-3.979100	
5% level	-3.420092	
10% level	-3.132698	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SERIE_2B)

Method: Least Squares

Date: 04/27/06 Time: 21:55

Sample(adjusted): 1969:08 2006:02

Included observations: 439 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIE_2B(-1)	0.000293	0.007856	0.037260	0.9703
C	-0.341613	0.865563	-0.394671	0.6933
@TREND(1969:07)	0.002859	0.001920	1.488984	0.1372
R-squared	0.005200	Mean dependent var		0.316450
Adjusted R-squared	0.000637	S.D. dependent var		5.049938
S.E. of regression	5.048329	Akaike info criterion		6.082802
Sum squared resid	11111.73	Schwarz criterion		6.110714
Log likelihood	-1332.175	F-statistic		1.139636
Durbin-Watson stat	1.843277	Prob(F-statistic)		0.320887

Quadro 4 - Teste de raiz unitária da Série 2B (Teste KPSS)

Null Hypothesis: SERIE_2B is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 16 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.254078
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	964.8268
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	13657.10

KPSS Test Equation

Dependent Variable: SERIE_2B

Method: Least Squares

Date: 04/27/06 Time: 21:41

Sample: 1969:07 2006:02

Included observations: 440

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	90.99948	2.963315	30.70868	0.0000
@TREND(1969:07)	0.037762	0.011685	3.231697	0.0013
R-squared	0.023289	Mean dependent var	99.28829	
Adjusted R-squared	0.021059	S.D. dependent var	31.46558	
S.E. of regression	31.13250	Akaike info criterion	9.718917	
Sum squared resid	424523.8	Schwarz criterion	9.737493	
Log likelihood	-2136.162	F-statistic	10.44386	
Durbin-Watson stat	0.026392	Prob(F-statistic)	0.001323	

Quadro 5 - Teste de Johansen (cointegração)

Date: 04/27/06 Time: 08:09
 Sample: 1969:07 2006:02
 Included observations: 435
 Series: SERIE_1B SERIE_2B
 Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-2033.134	-2033.134	-2030.617	-2030.617	-2029.632
1	-2030.443	-2030.228	-2029.385	-2028.232	-2027.273
2	-2029.636	-2029.361	-2029.361	-2027.166	-2027.166
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	9.421304	9.421304	9.418927*	9.418927*	9.423596
1	9.427323	9.430931	9.431653	9.430953	9.431140
2	9.442006	9.449934	9.449934	9.449041	9.449041
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	9.571202*	9.571202*	9.587562	9.587562	9.610969
1	9.614695	9.627672	9.637763	9.646431	9.655987
2	9.666853	9.693518	9.693518	9.711362	9.711362

Quadro 6 - Teste de raiz unitária da Série 2B diferenciada uma vez
(Teste ADF)

Null Hypothesis: SERIE_2B-SERIE_2B(-1) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.27028	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.979148	
5% level	-3.420115	
10% level	-3.132712	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SERIE_2B-SERIE_2B(-1))

Method: Least Squares

Date: 05/08/06 Time: 18:32

Sample(adjusted): 1969:09 2006:02

Included observations: 438 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SERIE_2B(-1)- SERIE_2B(-2)	-0.923063	0.047901	-19.27028	0.0000
C	-0.288490	0.484233	-0.595766	0.5516
@TREND(1969:07)	0.002650	0.001909	1.388578	0.1657
R-squared	0.460535	Mean dependent var		0.019137
Adjusted R-squared	0.458054	S.D. dependent var		6.845115
S.E. of regression	5.039166	Akaike info criterion		6.079184
Sum squared resid	11046.04	Schwarz criterion		6.107144
Log likelihood	-1328.341	F-statistic		185.6770
Durbin-Watson stat	2.001828	Prob(F-statistic)		0.000000

Quadro 7 - Teste para seleção do número de lags

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: SERIE_1B SERIE_2B
 Exogenous variables: C
 Date: 05/11/06 Time: 15:34
 Sample: 1969:07 2006:02
 Included observations: 432

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4213.542	NA	1025453.	19.51640	19.53523	19.52384
1	-2085.912	4225.709	55.09317	9.684779	9.741285	9.707088
2	-2030.182	110.1706	43.35990	9.445287	9.539464*	9.482468*
3	-2027.185	5.897308	43.56182	9.449930	9.581777	9.501982
4	-2019.597	14.86019	42.84443	9.433318	9.602835	9.500243
5	-2017.611	3.869268	43.24638	9.442646	9.649834	9.524443
6	-2007.731	19.16623*	42.08551*	9.415421*	9.660280	9.512091
7	-2004.783	5.691037	42.29183	9.420292	9.702822	9.531834
8	-2001.274	6.742582	42.38908	9.422564	9.742764	9.548977

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Quadro 8 – Estimativa pelo modelo VAR(2)

Vector Autoregression Estimates
Date: 05/11/06 Time: 15:38
Sample(adjusted): 1969:09 2006:02
Included observations: 438 after adjusting
endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

	SERIE_1B	SERIE_2B
SERIE_1B(-1)	1.477352 (0.04310) [34.2743]	0.392675 (0.16745) [2.34500]
SERIE_1B(-2)	-0.478072 (0.04310) [-11.0916]	-0.382284 (0.16745) [-2.28303]
SERIE_2B(-1)	-0.010827 (0.01245) [-0.86978]	1.058575 (0.04836) [21.8900]
SERIE_2B(-2)	0.012641 (0.01257) [1.00542]	-0.062190 (0.04884) [-1.27325]
C	0.068922 (0.25310) [0.27231]	-0.492649 (0.98325) [-0.50104]
R-squared	0.998529	0.974833
Adj. R-squared	0.998515	0.974600
Sum sq. resids	722.8938	10910.00
S.E. equation	1.292092	5.019593
F-statistic	73467.44	4192.987
Log likelihood	-731.2236	-1325.627
Akaike AIC	3.361752	6.075925
Schwarz SC	3.408352	6.122525
Mean dependent	99.28311	99.39728
S.D. dependent	33.53125	31.49593
Determinant Residual Covariance		41.36270
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-2058.191
Akaike Information Criteria		9.443796
Schwarz Criteria		9.536997